

EL PAPEL DEL CRÉDITO EN EL MECANISMO DE TRANSMISIÓN MONETARIA

Juan Luis Vega

Banco de España - Servicio de Estudios
Estudios Económicos, nº 48 - 1992

No ha sido posible incluir los gráficos que figuran en la versión impresa de esta publicación, por no disponerse de ficheros electrónicos con la suficiente calidad. En su lugar hay un espacio en blanco.

EL PAPEL DEL CREDITO EN EL MECANISMO DE TRANSMISION MONETARIA

Juan Luis Vega

Banco de España - Servicio de Estudios
Estudios Económicos, nº 48 - 1992

El Banco de España al publicar esta serie pretende facilitar la difusión de estudios de interés que contribuyan al mejor conocimiento de la economía española.

Los análisis, opiniones y conclusiones de estas investigaciones representan las ideas de los autores, con las que no necesariamente coincide el Banco de España.

ISSN: 0213-2699

ISBN: 84-7793-136-4

Depósito legal: M-2497-1992

Imprenta del Banco de España

INDICE

	<u>Páginas</u>
INTRODUCCION.....	7
I. EL CREDITO EN LA LITERATURA ECONOMICA.....	9
II. EL CREDITO EN LA LITERATURA ECONOMETRICA ...	15
III. RESULTADOS ECONOMETRICOS	23
III.1. Demanda de crédito interno de las empresas no financieras	25
III.2. Demanda de crédito interno de las familias	32
III.3. Demanda de ALP	36
III.4. Resultados adicionales	39
IV. LA EFECTIVIDAD DE LOS CONTROLES DEL CREDITO ..	43
V. CONCLUSIONES.....	51
APENDICE.	55
BIBLIOGRAFIA	57

INTRODUCCION (1)

Existe hoy un cierto consenso en la idea de que los modelos macroeconómicos tradicionales han tendido a simplificar en exceso el papel del crédito bancario en el mecanismo de transmisión de la política monetaria. Frente a ello, durante la década de los ochenta, diversos autores han tratado de estudiar en qué medida algunas de las conclusiones derivadas de paradigmas tradicionales se ven modificadas cuando se incorpora al análisis un mercado de crédito. El capítulo primero de este trabajo se dedica a repasar brevemente esta literatura.

Las implicaciones macroeconómicas de este análisis dependen crucialmente de conceptos previos acerca de la naturaleza del equilibrio en el mercado de crédito. Algunos autores, partiendo de nociones de equilibrio que implican racionamiento de la demanda, enfatizan la acción de la política monetaria a través de dos canales: los tipos de interés y las restricciones cuantitativas. Otros, sin embargo, señalan cómo la existencia de racionamiento no es una condición necesaria para que el crédito desempeñe un papel relevante. Desde este último punto de vista, las conclusiones suelen basarse, bien en que el crédito bancario y el resto de instrumentos de deuda no son sustitutos perfectos, bien en la endogeneidad de la oferta monetaria y el papel de la demanda de crédito en su generación.

El capítulo segundo hace un breve repaso de cómo la literatura econométrica, en sus formulaciones más estructurales, ha tratado el tema, centrándose en la dificultad de contrastar con datos agregados las hipótesis alternativas de desequilibrio, equilibrio con racionamiento o equilibrio walrasiano en el mercado de crédito. La principal conclusión es que

(1) Agradezco los comentarios y sugerencias de J. Ayuso, O. Bover, J. L. Escrivá, F. Gutiérrez, J. L. Malo de Molina, J. Pérez, G. Quirós, F. Sáez y T. Sastre. De especial ayuda ha sido la labor de J. A. Cuenca en la elaboración y tratamiento de las series. También, mi agradecimiento a cuantos, con sus múltiples comentarios, participaron en la sesión de seminario en que se discutió una versión preliminar de este trabajo.

los contrastes desarrollados al respecto resultan poco satisfactorios. Tampoco parece concluyente la evidencia acumulada por algunos trabajos que intentan identificar la existencia de restricciones de liquidez como la fuente de incumplimientos de las previsiones de algunas de las teorías de la función de consumo o de inversión.

En las secciones III.1 y III.2 se aborda la estimación para la economía española, con datos anuales que cubren el período comprendido entre los años 1964 y 1988, de funciones de demanda de crédito bancario por parte, respectivamente, del sector empresas no financieras y de las familias. En ambos casos se enfatiza el análisis de la estabilidad de las estimaciones en un período suficientemente largo, que incluye la mayor parte de los ochenta. El argumento subyacente es que, si el modelo generador incorporase desequilibrio o equilibrio con racionamiento, éstas no serían estables.

En la sección III.3 se presenta la estimación para el mismo período de tiempo de una función de demanda para ALP. Estas tres ecuaciones de demanda —crédito a empresas, crédito a familias y ALP— forman en la terminología econométrica un sistema de ecuaciones aparentemente no relacionadas (SURE), que se estima por diversos procedimientos en la sección III.4.

El capítulo cuarto está dedicado a arrojar luz, a partir de las estimaciones anteriores, sobre la efectividad de los límites administrativos al crecimiento del crédito adoptados desde el segundo semestre de 1989 hasta final de 1990. Finalmente, el capítulo quinto se dedica a resumir brevemente las conclusiones más relevantes de este trabajo.

I

EL CREDITO EN LA LITERATURA ECONOMICA

Hace ya una década, B. Friedman (1) constataba la asimetría con que el pensamiento macroeconómico trataba el pasivo y el activo del balance del sistema financiero, dinero y crédito. La macroeconomía había decidido otorgar al primero un papel protagonista al explicar las interacciones entre actividad económica real y mercados financieros. La justificación de tal asimetría la encontraba Friedman en la idea subyacente de que la cantidad de dinero resumía toda la información cuantitativa relevante relativa a dichas interacciones.

Este desequilibrio se ha traducido en que, mientras cualquier modelo, no importa el grado de simplificación, incluye el stock de dinero entre sus variables relevantes, casi ninguno incluye algún otro agregado financiero. Así, paradigmas como el IS-LM se han circunscrito tradicionalmente a un mundo de dos activos: dinero y activos financieros («bonos»). De este modo, el único tipo de interés que aparece en el modelo es el de los bonos y éste constituye el único canal de transmisión de la política monetaria.

Este modelo básico puede ser ampliado para incluir una mayor variedad de efectos monetarios. La consideración de la riqueza entre los argumentos de la función de consumo o del papel de los activos reales como sustitutos de los activos financieros apuntan en esta dirección. No obstante, en la mayoría de las versiones existe un denominador común: el crédito bancario se agrupa junto al resto de instrumentos de deuda en el «mercado de bonos», el cual, además, es suprimido convenientemente en aplicación de la ley de Walras.

(1) «The Roles of Credit and Money in Macroeconomic Analysis» (1981).

Algunos autores (2) han señalado cómo el supuesto de que crédito bancario y bonos son sustitutos perfectos, lleva frecuentemente a conclusiones erróneas. Así, afirmaciones como que objetivos intermedios formulados en términos de tipos de interés permiten que perturbaciones de la demanda de dinero no se trasladen a los objetivos finales se ven profundamente alteradas cuando se incorpora un mercado de crédito bancario. Ejemplos adicionales de este tipo de afirmaciones, fundadas sobre la base de una estructura financiera poco realista, son que la efectividad relativa de las políticas monetaria y fiscal depende de la elasticidad de la demanda de dinero al tipo de interés o que, cuando el Banco Central controla el tipo de interés, la financiación de déficit públicos mediante la emisión de deuda no tiene efectos reales.

Por un lado, cuando se incorpora al análisis un mercado de crédito bancario y, en general, cuando se considera la existencia de una amplia gama de activos e intermediarios financieros, los canales del proceso de transmisión monetaria —esto es, los mecanismos a través de los cuales la cantidad de dinero afecta a variables reales y nominales— se ven multiplicados. Por otro, surgen campos adicionales de análisis: el proceso de creación de dinero bancario («inside money»), la capacidad de las autoridades monetarias de controlar efectivamente la oferta de dinero o la posibilidad que se les abre a éstas de formular objetivos en términos de agregados monetarios o crediticios más o menos amplios.

Es precisamente esta última posibilidad la que ha interesado a diversos autores. Bernanke y Blinder (1988) desarrollan una variante del modelo IS-LM, en la que se incluyen tres activos: dinero, crédito y bonos. Estos autores muestran que la consideración del mercado de crédito es irrelevante sólo si bonos y crédito son sustitutos perfectos, o si la demanda agregada es insensible al tipo de interés de los créditos. El caso contrario —el dinero no es relevante— se obtendría si dinero y bonos fuesen sustitutos perfectos, operando la política monetaria sólo a través del mercado de crédito. La conclusión que se alcanza es que un banco central puede establecer sus objetivos intermedios tanto en términos de un agregado monetario como crediticio. La bondad de la elección depende de la estabilidad relativa de las demandas de dinero y crédito. Si las perturbaciones que afectan a la demanda de dinero son empíricamente más relevantes que las perturbaciones que afectan a la demanda de crédito, entonces una política basada en un objetivo intermedio formulado en términos de un agregado crediticio tiene más fundamento que una formulada en términos de un agregado monetario, y viceversa.

Modigliani y Papademos, en varios artículos citados en la bibliografía, desarrollan un marco más general, mostrando cómo en una economía no

(2) Véanse los trabajos de Brunner y Meltzer, citados en la bibliografía.

estocástica las autoridades monetarias pueden fijar, indistintamente, objetivos intermedios en términos de agregados monetarios más o menos amplios o de agregados crediticios. En presencia de incertidumbre, la efectividad relativa dependerá, además de los factores señalados por Bernanke y Blinder sobre el origen e intensidad de las perturbaciones, de factores de comportamiento tales como la elasticidad de las demandas de dinero y de crédito a los tipos de interés, el grado de sustitución entre el crédito bancario y la emisión de deuda por parte de las empresas, el porcentaje de inversión que éstas financian mediante endeudamiento, el grado de flexibilidad de precios y salarios, o la función de reacción de la autoridad monetaria.

Otros autores se han centrado en el proceso de creación del dinero bancario. Desde esta línea se critica frecuentemente los modelos que conectan dinero y base monetaria a través de un multiplicador, incluso cuando tienen en cuenta que éste es función de los tipos de interés y de otras variables. El argumento básico descansa en que dicho multiplicador es una forma reducida que no es invariante a las decisiones de la autoridad monetaria. Consecuentemente, se propone una aproximación alternativa basada en la formulación de modelos estructurales, en los cuales la interacción entre la demanda de dinero y crédito por parte del público, el comportamiento bancario y la actuación del banco central determinan endógenamente la cantidad de dinero de la economía.

A esta línea de pensamiento pertenece la denominada teoría monetaria postkeynesiana e institucionalista, que enfatiza el papel de la demanda de crédito en la determinación de la tasa de crecimiento de la cantidad de dinero. Para estos autores (3), los bancos son agentes precio-aceptantes en los mercados mayoristas de depósitos y monopolistas en los mercados al por menor de crédito y depósitos, acomodando la demanda de crédito y estableciendo el tipo de interés que cargan sobre los créditos como un «markup» sobre el coste marginal de los fondos captados. El banco central, debido a su función de proporcionar estabilidad al sistema financiero, no puede controlar directamente la oferta monetaria, viéndose obligado, generalmente, a acomodar las necesidades de reservas de los bancos. De esta manera, el único control se produce a través de la fijación del tipo de interés de las operaciones de mercado abierto y de la tasa de descuento. Créditos, depósitos, reservas y base monetaria son determinadas en última instancia por las fuerzas del mercado.

Finalmente, cabe destacar la importancia creciente en la década de los ochenta de otra rama de la literatura que se ha centrado en destacar cómo los problemas de información asimétrica inherentes al mercado de

(3) Ejemplos destacados de esta literatura son Moore, B. J. (1988), Arestis, P. y Eichner, A. (1988) y Niggle, C. J. (1991).

crédito pueden provocar racionamiento. A partir del artículo de Stiglitz y Weiss (1981), el énfasis se situó en caracterizar las diferencias del mercado de crédito respecto a los mercados estándares. Mientras en estos últimos se intercambian bienes homogéneos y el suministro y pago de los mismo ocurren simultáneamente, el crédito recibido hoy por un individuo se intercambia por una promesa de pago en el futuro y, además, la calidad de estas promesas es diversa e incierta.

Como resultado de estos problemas, el equilibrio en el mercado de crédito puede venir caracterizado por el racionamiento. El argumento principal descansa en que el tipo de interés que un banco carga sobre los créditos que concede puede afectar el riesgo total que está dispuesto a asumir. Incrementos en los tipos de interés pueden reducir la calidad (en términos de riesgo) de los demandantes de crédito, bien porque este encarecimiento desanime precisamente a aquellos demandantes con más alta probabilidad de devolver principal e intereses («adverse selection effect»), bien porque induzca a los inversores a emprender proyectos con mayores riesgos pero mayores rendimientos en caso de éxito («adverse incentive effect»). El resultado es que, para un banco, su rendimiento esperado puede crecer menos rápidamente que el tipo de interés e, incluso, más allá de cierto punto, decrecer. Consecuentemente, puede no ser óptimo incrementar el tipo de interés o las garantías requeridas (colateral) ante un exceso de demanda de crédito, de modo que, entre demandantes indistinguibles, unos obtienen crédito y otros ven denegadas sus solicitudes (4).

Blinder y Stiglitz (1983) y Blinder (1987) desarrollaron las implicaciones macroeconómicas del concepto de equilibrio de Stiglitz y Weiss (5). El punto del que parten estos autores es la constatación de que los canales de transmisión tradicionales —tipos de interés, rigideces de precios y salarios, o errores en las expectativas— son insuficientes para explicar la fuerte correlación entre dinero y producto. En su lugar, la disponibilidad de crédito se constituye en el principal mecanismo con que la política monetaria puede afectar al nivel de inversión de la economía.

En el centro de la explicación de Blinder se haya la distinción entre oferta nocional y efectiva. Las empresas tienen una oferta nocional o deseada, basada en precios relativos, expectativas y otros factores. Sin

(4) Otro concepto de equilibrio con racionamiento en el mercado de crédito es el propuesto por Jaffe y Russell (1976) y Smith (1983), a partir de la idea de que la probabilidad de quiebra es creciente con el tamaño de los créditos. En este caso, el equilibrio viene caracterizado porque la cantidad de crédito que obtienen los demandantes es menor que la deseada.

(5) En Wakeman-Linn (1987, 1988) se desarrollan, en el marco de un modelo de generaciones sucesivas, las implicaciones para la política monetaria de los conceptos de equilibrio de Jaffe y Russell y de Smith.

embargo, necesitan crédito para la producción de bienes. Si el crédito requerido no está disponible se produce un fallo de la oferta efectiva, en el cual las empresas no producen todo lo que podrían vender. El poder relativo de las políticas monetaria y fiscal depende de que exista o no racionamiento de crédito. Cuando la economía se encuentra en un régimen de racionamiento de crédito los efectos de la política monetaria se ven amplificados y los de la política fiscal atenuados, de modo que un incremento del gasto público desplaza el gasto privado, especialmente en inversión.

Sin embargo, la existencia de racionamiento en el mercado de crédito no es una necesidad teórica. De Meza y Webb (1987) presentan un modelo que difiere del de Stiglitz y Weiss en que la asimetría de información concierne a la media y no a la varianza de los proyectos de inversión de los demandantes de crédito. En estas condiciones, un incremento del tipo de interés desanima a aquellos demandantes cuyos proyectos tienen menor rendimiento esperado («favourable selection effect»). El equilibrio del modelo viene caracterizado por un exceso de oferta de crédito y sobreinversión.

En un trabajo reciente, Hillier e Ibrahim (1991) desarrollan un modelo de equilibrio parcial del mercado de crédito que generaliza los modelos de Stiglitz y Weiss y de De Meza y Webb. Estos autores muestran cómo cuando la asimetría de información viene referida tanto a la media como a la varianza de los proyectos de inversión, el mercado de crédito puede estar en exceso de oferta, en exceso de demanda o en equilibrio entre oferta y demanda, dependiendo de que domine el efecto destacado por Stiglitz-Weiss («adverse selection») o el destacado por De Meza-Webb («favourable selection»), o que ambos efectos se compensen.

De esta manera, la caracterización del mercado de crédito como un mercado en desequilibrio o en equilibrio con racionamiento, así como la relevancia de tal caracterización, deviene en una cuestión empírica. En el capítulo segundo abordaremos la posibilidad de contrastar con datos agregados estas hipótesis.

II

EL CREDITO EN LA LITERATURA ECONOMETRICA

Los estudios econométricos del mercado de crédito se han movido tradicionalmente en el marco de los denominados modelos econométricos de desequilibrio. El modelo básico estimado se apoya en la aproximación pionera de Fair y Jaffee (1972) y consiste en una ecuación de demanda (D_t), una ecuación de oferta (S_t) y la condición de que la cantidad observada (Q_t) coincide con el lado corto del mercado:

$$D_t = a_1 r_t + a_2 X_{1t} + u_{1t} \quad [\text{II.1}]$$

$$S_t = b_1 r_t + b_2 X_{2t} + u_{2t} \quad [\text{II.2}]$$

$$Q_t = \min(D_t, S_t) \quad [\text{II.3}]$$

$$r_t = \bar{r}_t \quad [\text{II.4}]$$

Tres son las variables endógenas: D_t , S_t y Q_t , de las cuales las dos primeras no son directamente observables. El modelo formado por las ecuaciones II.1 a II.4 puede escribirse en forma uniecuacional utilizando una variable auxiliar k_t que indica qué observaciones pertenecen a la ecuación de demanda y cuáles a la de oferta, es decir, $k_t = 0$ si $Q_t = S_t$ y $k_t = 1$ si $Q_t = D_t$:

$$\begin{aligned} Q_t &= k_t (a_1 r_t + a_2 X_{1t} + u_{1t}) + (1 - k_t)(b_1 r_t + b_2 X_{2t} + u_{2t}) = \\ &= [k_t a_1 + (1 - k_t) b_1] r_t + a_2 X_{1t} + b_2 (1 - k_t) X_{2t} + \\ &\quad + [k_t u_{1t} + (1 - k_t) u_{2t}] \end{aligned} \quad [\text{II.5}]$$

Cuando existe conocimiento a priori del valor de la variable K_t los parámetros del modelo pueden ser fácilmente estimados; cuando no, Fair y

Jaffe (1972) proponen un procedimiento de máxima verosimilitud en dos etapas: en primer lugar, los parámetros se estiman para cada una de las 2^T combinaciones posibles de valores de k_t ($t=1,2,\dots,T$) y se computa el valor de la función de verosimilitud, L^* ; posteriormente, se elige el mayor de los 2^T valores de L^* , de forma que los parámetros asociados proporcionan la estimación máximo-verosímil. Obviamente, ésta coincidirá con la estimación mínimo-cuadrática ordinaria (MCO) para dichos valores particulares de k .

Aparte de los obvios problemas computacionales, Maddala y Nelson (1974) y, posteriormente, Lee y Porter (1984) señalan las limitaciones que a nivel conceptual presenta la aproximación de Fair y Jafee y que necesariamente han de conducir a resultados pobres. El argumento básico descansa en la idea de que a los datos se les requiere más información de la que realmente contienen cuando no se conoce a priori qué observaciones pertenecen a la ecuación de demanda y cuáles a las de oferta. Como resultado de ello, las funciones de verosimilitud de este tipo de modelos no están acotadas, a menos que se impongan restricciones, generalmente no justificadas, en la matriz de varianzas de los errores.

Una forma de evitar este problema consiste en suponer que la dirección de los movimientos en los tipos de interés es un indicador no ambiguo del estado del mercado, esto es:

$$r_t = r_t - r_{t-1} \begin{cases} > 0 \\ = 0 \\ < 0 \end{cases} \text{ si } D_t - S_t \begin{cases} > 0 \\ = 0 \\ < 0 \end{cases} \quad [\text{II.6}]$$

Frecuentemente, ésta regla es cuantificada suponiendo que el cambio en el tipo de interés es proporcional a los excesos de demanda, es decir:

$$r_t = (D_t - S_t) \quad [\text{II.7}]$$

Las ecuaciones [II.1], [II.2], [II.3] y [II.7] forman un sistema de ecuaciones simultáneas, que se estima por mínimos cuadrados bietápicas [Fair y Jaffe (1972)] o por procedimientos de máxima verosimilitud con información completa [Amemiya (1974)].

La ecuación [II.7] que rige la dinámica de los tipos de interés puede ser generalizada en varios sentidos. Laffont y García (1977) proponen distintas velocidades de ajuste de los precios ante excesos de oferta y de demanda, así como la existencia de retardos en este ajuste. Bowden (1978) plantea una reformulación de la ecuación [II.7] en el siguiente sentido:

$$r_t = \mu r_{t-1} + (1 - \mu) r^* \quad [\text{II.8}]$$

siendo r^* el tipo de interés de equilibrio, e Ito y Ueda (1981) la generalizan teniendo en cuenta la posible existencia de velocidades de ajuste diferentes en los casos en que $r_t > 0$ y $r_t < 0$.

No obstante, la reformulación más interesante se debe a Fair y Kelejian (1974), que incluyen en la ecuación variables explicativas adicionales así como una perturbación aleatoria, rompiendo la interpretación unívoca de la dirección en los movimientos de los tipos de interés:

$$r_t = (D_t - S_t) + c_2 X_{3t} + u_{3t} \quad [\text{II.9}]$$

Estos autores estiman por mínimos cuadrados bietápicos el sistema formado por las ecuaciones [II.1], [II.2], [II.3] y [II.9], y, posteriormente, Madala y Nelson desarrollan su estimación máximo-verosímil.

Resulta útil hacer notar que, aunque los modelos de desequilibrio presentados no responden al concepto de equilibrio con racionamiento de Stiglitz y Weiss (1981), ambos tipos de modelos tienen implicaciones similares para la modelización econométrica [Kugler (1987)]. En el modelo de Stiglitz y Weiss los excesos de demanda en el mercado de crédito surgen porque los bancos no están dispuestos a incrementar el tipo de interés por encima de un determinado nivel r^* . Básicamente, el modelo puede ser escrito como:

$$D_t = f^d(r_t, X_{1t}, u_{1t}) \quad [\text{II.10}]$$

$$S_t = f^s(r_t, X_{2t}, u_{2t}) \quad [\text{II.11}]$$

$$r_t = \min(r_t^*, r_t^+) \quad [\text{II.12}]$$

y las condiciones de equilibrio resultan ser:

$$f^d(r_t^*, X_{1t}, u_{1t}) = f^s(r_t^*, X_{2t}, u_{2t}) \quad [\text{II.13}]$$

$$\frac{f^s(r_t^*, X_{2t}, u_{2t})}{r_t} = 0 \quad [\text{II.14}]$$

linearizando el sistema y denominando Z_t al vector ampliado (X_{1t}, X_{2t}) , obtenemos:

$$r_t^* = Z_t + \epsilon_{1t} \quad [\text{II.15}]$$

$$r_t^+ = X_{2t} + \epsilon_{2t} \quad [\text{II.16}]$$

$$r_t = \min(r_t^*, r_t^+) \quad [\text{II.17}]$$

Las variables endógenas son ahora r_t^* , r_t^+ y r_t , siendo las dos primeras no observables directamente. Las ecuaciones [II.15], [II.16] y [II.17] componen un sistema similar al formado por las ecuaciones [II.1], [II.2] y [II.3], con lo cual su discusión puede plantearse en términos análogos al modelo básico de desequilibrio.

Existe un denominador común en las diferentes versiones: generalmente, algún agente está fuera de su relación de comportamiento. En el modelo de desequilibrio, ello proviene de que el tipo de interés no se ajusta completamente para vaciar el mercado, formulándose siempre esta hipótesis en términos de una regla ad-hoc y no de una teoría del comportamiento del tipo de interés. Como resultado, cualquier contraste del desequilibrio en el mercado de crédito es un test de una hipótesis compuesta: la hipótesis de desequilibrio y la regla de ajuste de los tipos de interés ante situaciones de desequilibrio, de forma que errores de especificación en esta última invalidarían los resultados. Este problema se ve agravado en el caso del modelo de equilibrio con racionamiento, pues reglas como las implícitas en las ecuaciones [II.6], [II.7], [II.8] o [II.9] resultan incongruentes con la hipótesis de equilibrio.

El parámetro μ es la medida del desequilibrio en modelos como el formado por las ecuaciones [II.1], [II.2], [II.3] y [II.7]. Valores $\mu = 0$ indican que el tipo de interés no se ajusta ante excesos de demanda u oferta, no existiendo tendencia hacia el equilibrio. Por contra, valores $\mu = 1$ implicarían que el tipo de interés se ajusta plenamente y el mercado siempre se encuentra en equilibrio. No existe, sin embargo, un test de la hipótesis $\mu = 0$, por lo que se hace necesario explorar formulaciones diferentes.

Las ecuaciones [II.7] y [II.8] guardan una estrecha relación. Sustituyendo [II.1] y [II.2] en [II.7], obtenemos:

$$r_t = \mu r_{t-1} + (1 - \mu) \frac{(b_2 X_{2t} - a_2 X_{1t} + u_{2t} - u_{1t})}{(a_1 - b_1)} \quad [II.18]$$

$$\mu = \frac{1}{1 - (a_1 - a_2)} \quad [II.19]$$

Observando que el último término de [II.18] es, precisamente, el tipo de interés de equilibrio walrasiano (r^*) obtenemos la ecuación [II.8]. De esta manera, la hipótesis de equilibrio puede formularse como la hipótesis $\mu = 0$ en la ecuación:

$$r_t = \mu r_{t-1} + Z_t (1 - \mu) + (1 - \mu) r_t^* \quad [II.20]$$

siendo Z_t el vector de variables predeterminadas, del que se supone no contiene r_{t-1} . Es precisamente este supuesto el que lleva a que las ecuaciones [II.1] y [II.2] de demanda u oferta de crédito se estimen en este enfoque suponiendo que el ruido sigue un proceso autorregresivo de orden uno, imponiendo, por tanto, una restricción de factor común no contrastada [Hendry y Mizon (1978)].

Cuando las ecuaciones [II.1] o [II.2] contienen r_{t-1} el parámetro μ no está identificado y el modelo de desequilibrio es indistinguible de un modelo de equilibrio con costes de ajuste. Este hecho resulta ser más que probable, pues, después de todo, las teorías del equilibrio no suelen afirmar que los mercados se encuentren en equilibrio de forma permanente sino la existencia de una tendencia, no incompatible con dinámicas flexibles en los procesos de ajuste, a alcanzar dicho equilibrio en el largo plazo.

Los problemas de identificación de la hipótesis de equilibrio han llevado a diversos autores a adoptar un enfoque diferente. Hwang (1980) propone contrastar la hipótesis de equilibrio versus desequilibrio mediante los tests estándares de estabilidad del modelo, a partir de la idea de que mientras la regresión de Q_t sobre r_t y Z_t es estable bajo la hipótesis de equilibrio no lo es bajo el régimen alternativo (1). Este será el enfoque que adoptemos en el capítulo siguiente, en el que se estiman funciones de demanda de crédito, haciendo hincapié en el estudio de la estabilidad estructural de los modelos estimados.

Sin embargo, hay que notar que la falta de estabilidad de las estimaciones no implicaría necesariamente el que la mejor representación de los datos fuera un modelo de desequilibrio o de equilibrio con racionamiento; errores de especificación dinámica, variables omitidas o multitud de factores implican inestabilidad. Desgraciadamente, el argumento contrario también es cierto: la estabilidad tampoco implica que la mejor representación de los datos sea la estimada. En primer lugar, la estabilidad histórica no permite ninguna inferencia sobre el futuro. En segundo lugar, el concepto estadístico de estabilidad viene referido a la incapacidad de los datos para detectar un cambio en el valor de un conjunto de parámetros, cuestión que hay que poner en relación con la precisión de las estimaciones.

Finalmente, es necesario destacar otras líneas de investigación sobre la existencia de racionamiento en el mercado de crédito. Una primera se encuadra en los desarrollos modernos de la función de consumo [Hall (1978)] y hace referencia a los contrastes sobre la hipótesis de la renta

(1) Esta idea está ilustrada en la ecuación [II.5], donde los coeficientes de la forma reducida están multiplicados por la variable k_t .

permanente. Estos trabajos detectan dos tipos de incumplimientos de las previsiones del modelo: por un lado, la tasa de crecimiento del consumo es predecible [Flavin (1981)], violando la propiedad de que el consumo sigue un paseo aleatorio; por otro, las pautas de consumo resultan ser excesivamente suaves [Deaton (1987)]. Ambas regularidades empíricas son frecuentemente interpretadas como evidencia de la existencia de restricciones de liquidez [Campbell y Mankiw (1989)]. Sin embargo, otros autores destacan cómo argumentos teóricos de incumplimiento de otros supuestos del modelo (horizonte temporal finito, hábitos, costes de ajuste, miopía de los agentes, etc.) o econométricos (sesgos debidos a la agregación temporal, componentes no observables de la renta, etc.) son capaces de explicar también dichas regularidades empíricas.

En un reciente artículo, Gali (1991) analiza la evidencia internacional sobre variabilidad del consumo en sus componentes de bienes duraderos y no duraderos, a partir de la idea de que, si la hipótesis de restricciones de liquidez es correcta, los incumplimientos de las predicciones derivadas del modelo de renta permanente deberían ser mayores en el caso de economías con mercados de crédito poco desarrollados. Contrariamente a los resultados que, utilizando el criterio de predictibilidad, obtienen Campbell y Mankiw (1991), este autor no encuentra correlación alguna entre el grado de incumplimiento y la posición que ocupan los diferentes países en el mismo ranking de desarrollo de sus mercados crediticios utilizado por Campbell y Mankiw. Tampoco las distintas pautas de variabilidad entre el consumo de bienes duraderos y no duraderos permiten discriminar entre la hipótesis de restricciones de liquidez o la de existencia de costes de transacción derivados del proceso de recogida de información o de la falta de liquidez de los mercados secundarios de bienes duraderos.

Una segunda línea de investigación se enmarca en las reformulaciones de la teoría neoclásica de la inversión en capital. Desde este punto de vista, el principal argumento es que, si las empresas están racionadas en su acceso a fuentes de financiación externa, los gastos de inversión deberían mostrar una «excesiva» sensibilidad a variaciones en el cash-flow.

Fazzari *et al.* (1988), utilizando un panel de datos de grandes empresas americanas, encuentran cierta evidencia a favor de esta hipótesis. No obstante, en este trabajo subsisten algunas dificultades técnicas derivadas de la utilización de una variable endógena al modelo —el ratio de beneficios no distribuidos— como criterio de clasificación de la muestra.

Para el caso español, Hernando y Vallés (1991) obtienen resultados similares sólo cuando el criterio de clasificación es el tamaño y la variable que mide los recursos internos se considera exógena.

En general, cabe decir que la evidencia empírica aportada por esta línea de trabajo es diversa y que los resultados obtenidos no son suficientemente robustos, variando de forma crucial las conclusiones según qué criterios se adopten en la clasificación de la muestra o qué instrumentos se utilicen en la estimación. Además, la validez del contraste sobre la existencia de restricciones de liquidez está condicionada a la correcta especificación de la función de inversión.

III

RESULTADOS ECONOMETRICOS

Al contrario que para la demanda de dinero, existe poca literatura econométrica sobre la estimación con datos de sección temporal de funciones de demanda de crédito para la economía española. Una excepción es el trabajo de Ortega (1975), en el que se aborda la estimación de funciones de oferta y demanda de crédito bancario desde la óptica de los modelos de desequilibrio en boga. A tal fin, se emplean dos indicadores del grado de racionamiento. El primero utiliza una encuesta de la Cámara de Comercio de Barcelona en su apartado sobre «dificultades de financiación». El segundo, se construye, de forma similar a la propuesta por Jafee y Modigliani (1969), a partir de las estadísticas de crédito de la Central de Información de Riesgos del Banco de España (CIR). Sin embargo, en este último caso, la no existencia en la CIR de datos sobre tipos de interés obligó a utilizar procedimientos ad-hoc que hicieran interpretable la información contenida en el indicador. En concreto, fue la desviación respecto de una tendencia la que se incluyó como variable explicativa.

Los resultados obtenidos fueron calificados por el autor como «no buenos» para la ecuación de oferta y «satisfactorios a medias» en el caso de la ecuación de demanda. En cuanto a las variables de racionamiento, sólo la primera resultó significativa, aunque con escaso poder explicativo. Sin embargo, en esta aproximación subyacía un problema que quedó sin solución: la determinación conjunta de la cantidad de crédito y el grado de racionamiento.

Más recientemente, en Vega (1989) se estudia, a partir del modelo de Bernanke y Blinder (1988), la bondad de una variable crediticia como objetivo intermedio de la política monetaria, estimándose, con datos trimestrales correspondientes al período 1974/I-1987/II, una ecuación de demanda

para la variable crédito interno otorgado por el sistema financiero y los mercados monetarios al sector empresas no financieras y familias. En dicho trabajo, la ecuación estimada se formula en diferencias, al no existir cointegración, y se incluye entre las variables explicativas la tasa de variación del PIB, la inflación, un tipo propio medio ponderado y como coste de formas de financiación alternativas, un tipo de interés representativo del mercado primario de renta fija y un tipo exterior.

Los resultados obtenidos pueden resumirse en que, mientras la ecuación estimada resultó estable en el período muestral, se detecta una fuerte inestabilidad extramuestral centrada en los trimestres que van desde el cuarto de 1987 al tercero de 1988, sin que los errores de predicción muestren un signo inequívoco. La conclusión que se derivaba era que la evidencia parecía descartar la posible formulación de objetivos intermedios de la política monetaria en términos de una variable crediticia. Sin embargo, se hacía patente la necesidad de investigar especificaciones alternativas.

En particular, desde este punto de vista, parece relevante la división del sector privado no financiero de la economía en los subsectores de empresas y familias, ya que resultan diferentes los motivos por los que ambos demandan financiación, los instrumentos disponibles para su obtención y los mercados en los que se desenvuelven. Consecuentemente, en las secciones III.1 y III.2 se estiman, respectivamente, con datos anuales que cubren el período 1964-1988, ecuaciones de demanda para ambos tipos de agentes. En ambos casos se hará hincapié en dos tipos de consideraciones. Por un lado, en la interpretación de la solución a largo plazo de los modelos. Por otro, y en conexión con el marco establecido en el capítulo segundo, en el análisis de la estabilidad en un período amplio de las relaciones estimadas, presentándose gráficamente la estimación recursiva de los parámetros más relevantes, así como contrastes de Chow recursivos sobre estabilidad estructural.

En la sección III.3 se estima por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) una ecuación de demanda de ALP para el período 1964-1988. Esta, junto a las dos ecuaciones de demanda de crédito, forma un sistema de ecuaciones aparentemente no relacionadas (SURE), que se estima por mínimos cuadrados generalizados (MCG) en la sección III.4. Aunque la estimación MCO es consistente, no resulta eficiente, de forma que, en la medida que los residuos estén correlacionados —esto es, en la medida que las perturbaciones se trasladen entre ambos mercados de crédito o entre éstos y el mercado de dinero— la estimación MCG permite ganancias en la reducción de los errores estándar.

Finalmente, se procede, también en la sección III.4, a la estimación no lineal, tanto uniecuacional como conjunta, de las tres ecuaciones, per-

mitiendo una estimación directa de los coeficientes de largo plazo en los mecanismos de corrección de error.

La estrategia de estimación utilizada en este trabajo consistió en comenzar por ecuaciones no restringidas que contuvieran desfases suficientes de las variables explicativas e ir contrastando secuencialmente formas restringidas anidadas («parsimonious encompassing»). La forma final preferida se presenta siempre en un cuadro-resumen, en el que se incluyen gráficos de los residuos estimados y del ajuste de la ecuación, así como diversos tests sobre las propiedades de los residuos (autocorrelación, heterocedasticidad, normalidad).

Las especificaciones adoptadas corresponden a la de los modelos de mecanismo de corrección de error y las ecuaciones se formulan en niveles, de forma que no se rechaza la hipótesis de cointegración, contrastada a través de los t-ratios de los coeficientes del mecanismo de corrección de error.

En el cuadro A.2 del apéndice se realizan diversos contrastes sobre el orden de integración de las variables que aparecen en este trabajo. Con carácter general, ALP y ambos agregados crediticios, tanto en términos nominales como reales, así como las variables de escala en cada ecuación, pueden considerarse integradas de orden dos (1), I[2], mientras los tipos de interés y la inflación son I[1]. Los diferentes órdenes de integración de las variables que forman parte de cada una de las ecuaciones exigen, para permitir su estimación en niveles, la existencia de una combinación lineal de las variables I[2] que posea un orden de integración menor, es decir, que éstas estén cointegradas. En el cuadro A.2 del apéndice se realizan también algunos contrastes al respecto.

III.1. Demanda de crédito interno de las empresas no financieras

En la especificación adoptada en este trabajo la demanda de crédito interno del sector de empresas no financieras depende de una variable de escala, de los precios, del tipo de interés de los créditos y del coste de la financiación alternativa disponible.

La variable de escala considerada es el gasto privado en inversión productiva (2) (ip), medido según el concepto de formación bruta de capital de la Contabilidad Nacional, excluida la inversión residencial y la inversión pública. Los precios vienen medidos por el índice de precios al

(1) Podrían existir ciertas dudas en el caso de la inversión productiva privada.

(2) En el cuadro A.1 del apéndice se detallan la definición y fuentes estadísticas de las series utilizadas en este trabajo.

consumo (p_c). La utilización de este índice en el presente contexto se justifica porque las series históricas de deflatores de la inversión presentan numerosas anomalías que deterioran las estimaciones. La utilización de otros índices de precios —el deflactor del PIB— no altera sustancialmente los resultados presentados.

En cuanto a las variables de coste, la serie de tipos de interés del crédito (r^c) utilizada es una media ponderada, según plazos en origen, del crédito concedido por bancos y cajas. Como coste de la financiación alternativa se ha tomado una serie de tipos exteriores (r^*), no considerándose los costes de otras vías de financiación alternativas, bien sea porque existen dificultades de medición —ampliaciones de capital, autofinanciación—, bien por el escaso desarrollo de sus mercados —emisiones de deuda a medio y largo plazo: bonos y obligaciones—, o bien porque sus mercados se han desarrollado muy recientemente —pagarés de empresa—.

Antes de comentar los resultados de la estimación es necesario señalar que, aunque los contrastes de Hausman realizados no rechazan la hipótesis nula de exogeneidad débil de la inversión, existen, sin embargo, sólidos argumentos en favor de estimar conjuntamente, en investigaciones futuras, ecuaciones de demanda de crédito e inversión de las empresas no financieras. Este problema de potencial endogeneidad surge de que la demanda de crédito bancario es parte del proceso general optimizador de la empresa, que incluye las decisiones de producción, inversión y financiación, bien a través del crédito bancario, bien mediante ampliaciones de capital, o bien mediante la emisión de deuda a corto, medio y largo plazo. Además, si existiese racionamiento, la inversión vendría afectada por la disponibilidad de crédito.

El cuadro III.1 contiene la estimación MCO de la ecuación final de demanda de crédito interno por parte del sector empresas no financieras (c^e) para el período 1964-1988, así como diversos contrastes sobre la bondad de ajuste del modelo y su estabilidad estructural. Los valores entre paréntesis debajo de los coeficientes estimados son sus t-ratios. Junto al valor de cada uno de los contrastes —que vienen explicados en nota a pie del cuadro— se ofrecen, entre paréntesis, sus valores críticos. Igualmente, se incluyen gráficos del ajuste y de los residuos del modelo.

La desviación típica de los residuos estimados es del 1,18 %, un 56,3 % menor que la del correspondiente modelo ARIMA con similares intervenciones (2,70 %). Los contrastes presentados en el cuadro III.1 no detectan problemas de autocorrelación (test de Lagrange, Durbin-Watson, Box-Pierce-Ljung), heterocedasticidad autorregresiva (ARCH) o no normalidad de los residuos (Bera-Jarque). Los contrastes de predicción

III.1. ECUACION DE DEMANDA DE CREDITO: 1964-1988 (Sector Empresas no Financieras)

$$(c^e - pc)_t = -0,416 + 0,311 (c^e - pc)_{t-1} + 0,273 ip_t - 0,536 (r^c - r^*)_{t-1} - 0,165 (c^e - pc - ip)_{t-1} - 3,37 (r_t^c * S64/80) + 0,089 I68$$

(5,19) (4,61) (9,08) (3,69) (5,66) (4,85) (7,14)

$$R^2 = 0,975 \quad F(6,16) = 102,21 \quad = 1,18 \% \quad N(2) = 0,15$$

$$ARCH(1,14) = 0,11 \quad ARCH(2,12) = 0,65 \quad DW = 2,26$$

$$Q(6) = 2,4 \quad LM(1,15) = 0,41 \quad LM(2,14) = 0,40$$

$$LM(3,13) = 0,25 \quad LM(4,12) = 0,29 \quad LM_2(1,15) = 0,11$$

$$LM_3(1,15) = 0,05 \quad H(2) = 0,84 \quad CHOW(2,14) = 0,2$$

RESIDUOS NORMALIZADOS

AJUSTE DEL MODELO

Nota: R^2 es el coeficiente de determinación; F , el test de significación conjunta de todos los regresores, salvo el término constante; σ^2 , el error estándar de los residuos; N , el test de normalidad de Bera-Jarque; $ARCH(m,n)$, el contraste de heterocedasticidad autorregresiva de orden m ; DW , el estadístico de Durbin-Watson; Q , el estadístico de Box-Pierce-Ljung; $LM(m,n)$, el contraste del multiplicador de Lagrange sobre correlación serial de hasta orden m ; $LM_i(m,n)$, el test del multiplicador de Lagrange sobre correlación serial de orden i ; H , el contraste de predicción postmuestrial estimando la ecuación para el período 1964-1986 y prediciendo dos años; $CHOW$, el test de Chow de estabilidad estructural de los parámetros en el período 1987-1988. Los tests que se distribuyen como F llevan dos cifras entre paréntesis, los χ^2 sólo una.

III.1 ESTIMACION RECURSIVA: 1982-1988

Coeficiente de $\Delta (c^e - pc)_{t-1}$	Coeficiente de Δip_t
Término constante	Coeficiente de $(r^c - r^*)_{t-1}$
Coeficiente de $(c^f - pc - ip)_{t-1}$	Chow 1 – período adelante
Chow n – períodos atrás	Chow n – períodos adelante

postmuestreal y de Chow sobre cambio estructural de los parámetros con el modelo estimado hasta 1986 y prediciendo los años 1987 y 1988 no detectan tampoco inestabilidad.

Con el fin de profundizar algo más en las propiedades de estabilidad del modelo, se han realizado estimaciones recursivas para el período 1982-1988. Como forma sencilla de resumir los resultados se presentan los gráficos de la estimación recursiva de los coeficientes más importantes, así como contrastes de Chow recursivos. En general, los parámetros estimados resultan ser relativamente estables y los contrastes de Chow no detectan inestabilidades a los niveles de confianza usuales.

La solución a largo plazo de la ecuación estimada se deriva bajo los supuestos de tipos de interés, tasa de crecimiento de la inversión e inflación constantes:

$$c^e - pc = ip - 3,25 \hat{r} + 3,25 \hat{r}^* - 2,52 ip \quad [\text{III.1}]$$

Se acepta la homogeneidad a largo plazo respecto de precios y variable de escala (inversión) de la demanda de crédito interno de las empresas no financieras. Sin embargo, las dinámicas a corto plazo difieren sustancialmente. Mientras, en precios el ajuste es inmediato —al menos en el intervalo anual manejado—, en el caso de la inversión la respuesta contemporánea es de algo menos del 30 % del total, tardando un año en producirse el 50 % del ajuste y casi cinco el 90 %.

El efecto de los tipos de interés, propio y alternativo, resulta ser significativo tanto a largo como a corto plazo, aceptándose la hipótesis de que, a largo plazo, el factor de coste relevante para las empresas demandantes de crédito es el diferencial entre los tipos de interés interno y exterior. Hemos de notar, sin embargo, que los coeficientes de ambos tipos en la solución a largo representan semielasticidades; su traducción en elasticidades, evaluadas al final de la muestra, es $-0,41$ y $0,17$ para el tipo de interés del crédito y el tipo exterior, respectivamente.

Finalmente, cabe indicar que el modelo recoge una fuerte inestabilidad en el año 81 del parámetro de la variable r_t^c . Esta inestabilidad viene asociada a la liberalización de los tipos que banca y cajas aplicaban en los créditos a menos de un año que tuvo lugar en mayo de 1981. En la sección III.2 se profundiza en su interpretación.

III.2. ECUACION DE DEMANDA DE CREDITO: 1964-1988 (Sector Familias)

$$c_t^f = -11,42 + 1,26 \text{ } c_{t-1} + 0,448 \text{ } ^2pc_t - 1,9 (1,54 - 0,54 * S81) \text{ } r_{t-1}^c -$$

(5,02) (3,78) (2,07) (2,6)

$$-0,485 (c^f - pc - 3 * co)_{t-1} - 3,01 (r_t^c * S64/80) + 0,087 (I66 - 0,82 * I84)$$

(5,07) (1,6) (3,78)

$$R^2 = 0,85 \quad F(6,16) = 11,74 \quad = 2,51 \% \quad N(2) = 0,74$$

$$ARCH(1,14) = 0,20 \quad ARCH(2,12) = 0,30 \quad DW = 2,5$$

$$Q(6) = 7,09 \quad LM(1,15) = 2,08 \quad LM(2,14) = 2,26$$

$$LM(3,13) = 1,40 \quad LM(4,12) = 1,01 \quad LM_2(1,15) = 0,53$$

$$LM_3(1,15) = 0,92 \quad H(2) = 0,42 \quad CHOW(2,14) = 0,37$$

RESIDUOS NORMALIZADOS

AJUSTE DEL MODELO

Nota: R^2 es el coeficiente de determinación; F , el test de significación conjunta de todos los regresores, salvo el término constante; σ , el error estándar de los residuos; N , el test de normalidad de Bera-Jarque; $ARCH(m,n)$, el contraste de heterocedasticidad autorregresiva de orden m ; DW , el estadístico de Durbin-Watson; Q , el estadístico de Box-Pierce-Ljung; $LM(m,n)$, el contraste del multiplicador de Lagrange sobre correlación serial de hasta orden m ; $LM_i(m,n)$, el test del multiplicador de Lagrange sobre correlación serial de orden i ; H , el contraste de predicción postmuestrial estimando la ecuación para el período 1964-1986 y prediciendo dos años; $CHOW$, el test de Chow de estabilidad estructural de los parámetros en el período 1987-1988. Los tests que se distribuyen como F llevan dos cifras entre paréntesis, los χ^2 sólo una.

III.2 ESTIMACION RECURSIVA: 1982-1988

Coefficiente de $\Delta^2 pc_t$	Coefficiente de Δco_t
Término constante	Coefficiente de r^c_{t-1}
Coefficiente de $(c^f - pc - 3*co)_{t-1}$	Chow 1 – período adelante
Chow n – períodos atrás	Chow n – períodos adelante

III.2. Demanda de crédito interno de las familias

Al contrario que para las empresas, la única variable de coste que aparece en el modelo es el tipo de interés del crédito (r^c), al considerarse que éste es la única alternativa de endeudamiento del sector. La variable de escala utilizada es el consumo privado nacional más la inversión en inmuebles residenciales (co), y los precios vienen medidos por el índice de precios al consumo (pc). La utilización del deflactor correspondiente se ve otra vez dificultada por las anomalías detectadas en la serie de deflactores de la inversión residencial construida por Corrales y Taguas (1989).

Al igual que en el caso anterior, hay que señalar la potencial endogeneidad de la variable de escala. Sin embargo, los tests de Hausman realizados no rechazan la hipótesis de exogeneidad débil.

En el cuadro III.2 se presenta la estimación MCO de una ecuación de demanda de crédito para el sector familias (c^f). El período de la estimación abarca los años 1964 a 1988 y la frecuencia de los datos es anual. La estructura del cuadro es similar a la del cuadro III.1, recogiendo idénticos contrastes sobre autocorrelación, heterocedasticidad autorregresiva, normalidad de los residuos, predicción postmuestreal y estabilidad estructural.

La desviación típica de los residuos de la ecuación estimada es del 2,51 %, considerablemente mayor que en el caso de las empresas no financieras, representando un 40 % de reducción respecto del error estándar del modelo ARIMA con intervenciones (4,18 %). Los contrastes realizados y recogidos en el cuadro III.2 no detectan a los niveles de confianza usuales problemas de autocorrelación, heterocedasticidad o no normalidad de los residuos. Los contrastes de predicción postmuestreal y de Chow de cambio estructural rechazan la inestabilidad en los años 1987 y 1988 de la ecuación estimada hasta 1986.

La solución a largo plazo de la ecuación estimada, supuestos tipo de interés, inflación y tasa de crecimiento de la variable de escala constantes, es:

$$c^f - pc = 3 co - 2,06 pc - 3,06 co - 3,9 r \quad [III.2]$$

Se acepta la ausencia de ilusión monetaria a largo plazo; sin embargo, la respuesta contemporánea de la demanda de crédito de las familias a incrementos de precios es sólo del 45 %, retardándose tres años el 90 % del ajuste.

La elasticidad a largo plazo respecto de la variable de escala es alta —no significativamente distinta de tres— y la velocidad de ajuste similar

al caso de los precios: 42 % del total la respuesta contemporánea y en tres años se ha completado el 90 % del ajuste. Este valor implica que las familias revisan, según las fases del ciclo económico, la proporción de su consumo que es financiado mediante endeudamiento, de forma que su demanda de crédito amplifica dicho ciclo (3).

El efecto del tipo de interés es significativo y alto; la semielasticidad es $-3,9$, que convertida en elasticidad, evaluada en el nivel de los tipos al final de la muestra, es de $-0,65$.

Asociado a la liberalización de los tipos activos ya reseñada se detecta una fuerte inestabilidad de los parámetros de tipos de interés; en esta ocasión, sin embargo, tal inestabilidad afecta tanto al parámetro que mide la semielasticidad a largo plazo —el asociado a r_t^c — como al parámetro que controla la dinámica a corto —el asociado a r_t^c —.

Una posible interpretación de este fenómeno podría ser la tradicional, en términos de procesos de innovación financiera. Mientras al final de la muestra la semielasticidad a largo plazo de la demanda de crédito interno de las empresas es $-3,9$, en 1981 resulta ser de $-6,03$, un 54 % mayor. Sin embargo, no parece plausible una explicación que asigne mayor sensibilidad de la demanda respecto de los tipos de interés cuando éstos están regulados que cuando no lo están.

Una hipótesis alternativa es la presencia, antes de 1981, de errores de medición del verdadero coste de los créditos no liberalizados. Ello vendría asociado a la posible existencia de mecanismos que permitieron a bancos y cajas eludir los controles administrativos en los tipos de interés de los créditos a más corto plazo. La coexistencia, antes de mayo de 1981, de tipos de interés administrados al 9,5 % para los créditos a menos de un año con tipos medios a más de un año del 16,5 % (un 73 % mayores), en el caso de la banca, y del 14,5 % (un 52 % mayores), en el caso de las cajas, apoyaría esta interpretación. La existencia de un mecanismo que obligara a los demandantes de crédito a inmovilizar una parte del mismo como depósito no remunerado sería coherente con esta interpretación.

Corregido este efecto, se presentan gráficos de la estimación recursiva de los parámetros más relevantes, así como contrastes de Chow recursivos para el período 1982-1988. Gráficamente, los parámetros resul-

(3) Alternativamente, podría pensarse que un valor alto de la elasticidad a la variable de escala puede ser indicio de la existencia de restricciones de liquidez. Desde este punto de vista, el riesgo asociado a la concesión de créditos se incrementaría en las fases depresivas y se reduciría en las expansivas, de modo que el comportamiento procíclico del ratio entre crédito y consumo vendría explicado por variaciones en el porcentaje de agentes racionados. Frente a este argumento se encuentra el ya referido de que, si el modelo subyacente incorporase racionamiento, las estimaciones presentadas no serían estables.

III.3. ECUACION DE DEMANDA DE ALP: 1964-1988

$$^2m_t = -1,8 + 0,64 \quad ^2y_t - 0,381 \quad (\bar{r}^a - \bar{r}^p)_t - 0,188 (m - p - 1,5 * y)_{t-1} -$$

(2,36) (4,9) (3,07) (2,35)

$$-0,047 \quad \bar{r}^a = (0,40 + 0,6 * S78) \quad \bar{r}^p = (0,55 + 0,45 * S81) \quad r^p$$

(3,52)

$$R^2 = 0,793 \quad F(4,18) = 8,73 \quad = 1,26 \% \quad N(2) = 0,67$$

$$ARCH(1,16) = 1,33 \quad ARCH(2,14) = 0,48 \quad DW = 2,15$$

$$Q(6) = 4,46 \quad LM(1,17) = 0,14 \quad LM(2,16) = 0,17$$

$$LM(3,15) = 0,31 \quad LM(4,14) = 0,48 \quad LM_2(1,17) = 0,13$$

$$LM_3(1,17) = 0,31 \quad H(2) = 0,14 \quad CHOW(2,16) = 0,13$$

RESIDUOS NORMALIZADOS

AJUSTE DEL MODELO

Nota: R^2 es el coeficiente de determinación; F , el test de significación conjunta de todos los regresores, salvo el término constante; σ^2 , el error estándar de los residuos; N , el test de normalidad de Bera-Jarque; $ARCH(m,n)$, el contraste de heterocedasticidad autorregresiva de orden m ; DW , el estadístico de Durbin-Watson; Q , el estadístico de Box-Pierce-Ljung; $LM(m,n)$, el contraste del multiplicador de Lagrange sobre correlación serial de hasta orden m ; $LM_i(m,n)$, el test del multiplicador de Lagrange sobre correlación serial de orden i ; H , el contraste de predicción postmuestrial estimando la ecuación para el período 1964-1986 y prediciendo dos años; $CHOW$, el test de Chow de estabilidad estructural de los parámetros en el período 1987-1988. Los tests que se distribuyen como F llevan dos cifras entre paréntesis, los χ^2 sólo una.

III.3 ESTIMACION RECURSIVA: 1983-1990

Coeficiente de $\Delta^2 y_t$	Coeficiente de $(m-p-1,5y)_{t-1}$
Coeficiente de $(r^a - r^p)$	Test de Chow 1 – período adelante
Chow n – períodos atrás	Chow n – períodos adelante

tan bastante estables; los tests de Chow confirman esta impresión, no rechazando al 95 % de confianza la hipótesis de estabilidad estructural.

III.3. Demanda de ALP

La especificación adoptada para la demanda de ALP es la tradicional, en la que la demanda de dinero depende del nivel de precios, una variable de escala, la tasa de inflación y los tipos de interés propio y alternativo. La variable de escala utilizada es, al igual que en la mayoría de las estimaciones de funciones de demanda de dinero para la economía española, el PIB (y) y los precios vienen medidos por su deflactor (p). El tipo de interés propio (r^p) es un tipo medio ponderado de los activos incluidos en la definición de ALP y el tipo alternativo (r^a); un tipo medio ponderado según saldos en manos del público de la deuda pública a más de dos años.

El cuadro III.3 recoge la estimación MCO para el período 1964-1988 de la ecuación de demanda de ALP. La estructura del mismo es similar a la de los cuadros III.1 y III.2. La desviación típica de los residuos del modelo estimado es del 1,31 %, lo cual representa un 35,4 % de reducción respecto del correspondiente modelo ARIMA con intervenciones (1,95 %). Los contrastes recogidos rechazan la presencia de autocorrelación, heterocedasticidad o no-normalidad de los residuos. Los contrastes de predicción postmuestrial y de Chow rechazan la inestabilidad de los dos últimos años de la muestra cuando la ecuación se estima hasta 1986.

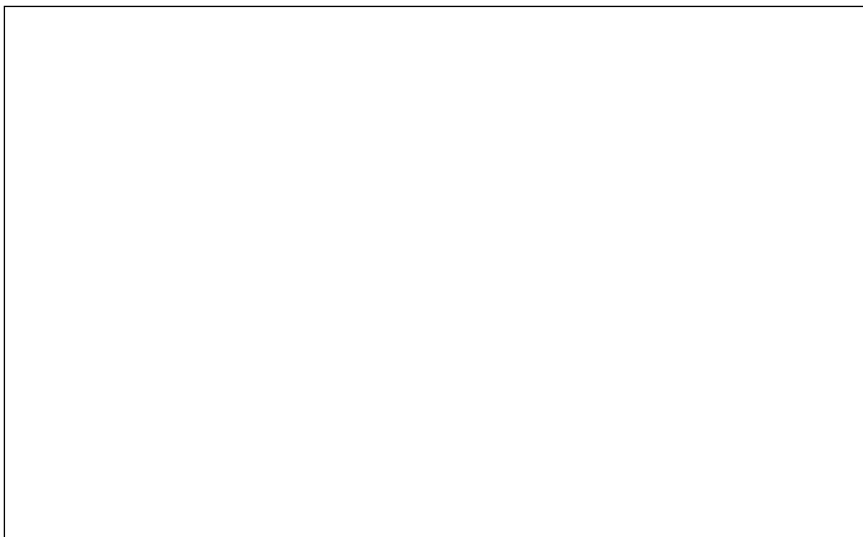
La estimación recursiva de los parámetros en el período 1983-1990 y los contrastes de Chow realizados son plenamente satisfactorios. Sólo el año 1990 muestra una acusada inestabilidad, con una sobrepredicción del modelo cifrada en tres puntos porcentuales en la tasa de crecimiento de ALP, asociada al establecimiento de controles de crédito entre el segundo semestre de 1989 y finales de 1990.

La solución a largo plazo del modelo estimado se obtiene bajo los supuestos de tasa de crecimiento de renta, inflación y tipos de interés constantes:

$$m - p = 1,5y + 2,03 (r^a - r^p)$$

A largo plazo, se acepta la homogeneidad respecto de los precios y la tasa de inflación no resulta significativa; la elasticidad-renta es 1,5; y las semielasticidades respecto a los tipos de interés propio y alternativo son 2,03 y -2,03, respectivamente, lo cual representa, al final de la muestra, elasticidades de 0,12 y -0,19.

III.4. EVOLUCION DE LA INVERSA DE LA VELOCIDAD DE CIRCULACION DE ALP (Logaritmos)



Estos resultados divergen en algunos puntos respecto a las estimaciones más recientes de la demanda de ALP. En primer lugar, la elasticidad-renta a largo plazo estimada es superior a la unidad, lo cual es un resultado tradicional —generalmente explicado en términos de la omisión de la variable riqueza— en la estimación de funciones de demanda de agregados amplios de liquidez para la economía española: Argandoña (1974), Pérez-Rojo (1977), Dolado (1982) y Rojo-Aríztegui (1984)(4). Todos estos trabajos tienen en común el abarcar parte de los años 60 y la totalidad de los 70.

Como se argumenta en Vega (1991), sólo cuando el análisis se restringe al período posterior a 1974 es posible modificar este resultado. Así, Dolado (1988) y Dolado-Escrivá (1991) no rechazan la hipótesis de elasticidad-renta unitaria de la demanda de ALP, si bien ambos precisan, para obtener cointegración, controlar por medio de una tendencia cuadrática el comportamiento anómalo de la velocidad entre 1974 y 1978 (5).

En el gráfico III.4 se presenta la evolución entre 1964 y 1990 de $m-p$ y para valores de α de 1 y 1,5. Mientras la inversa de la velocidad de circu-

(4) En estos trabajos, la elasticidad-renta estimada oscila entre 1,44, en Argandoña (1974), con datos que abarcan el período 1952-1970, y 1,71, en las estimaciones de Dolado (1982) para los años 1967-1980.

(5) Dolado-Escrivá (1991) precisan incluir, además, una tendencia lineal para toda la muestra.

lación de ALP presenta una tendencia creciente, sólo interrumpida entre 1974 y 1978, la serie $m-p-1,5$ y deambula sin mostrar una tendencia precisa en su evolución.

Esta evolución tendencial de la velocidad de circulación difícilmente puede ser explicada para la totalidad del período, ya que el resto de variables explicativas (inflación y tipos de interés propio y alternativo) no presentan una tendencia clara en toda la muestra. Por contra, cuando el análisis se restringe al período posterior a 1978, la evolución tendencial de la velocidad coincide temporalmente con un período de inflación decreciente y tipos de interés propios crecientes, esto último debido a procesos de desregulación de los tipos pasivos de banca y cajas, dando lugar a una elevada sensibilidad de la demanda de dinero a la tasa de inflación y al tipo propio.

Finalmente, una segunda novedad está relacionada con los procesos de desregulación e innovación financiera vividos por la economía española y afecta al tratamiento de ambos tipos de interés —propio y alternativo— en el modelo. La solución aquí adoptada es similar, en lo sustancial, a la propuesta por Baba, Hedry y Starr (1985) en el caso de la economía americana y Hendry y Ericsson (1990) para el Reino Unido, si bien la periodicidad anual de nuestros datos hace difícil el ajustar el tipo de función propuesta por estos autores para representar un proceso de aprendizaje continuo en el tiempo (6). En nuestro caso, se ha optado por ajustar una función discontinua en escalón que supone agotado el ajuste en un año.

Coincidiendo con momentos especialmente álgidos de estos procesos, se aceptan las hipótesis de, por un lado, un incremento de la semielasticidad de la demanda de ALP al tipo de interés de la deuda pública a más de dos años en torno a 1978, pasando de $-0,81$ a $-2,03$, y, por otro, de un incremento de la semielasticidad respecto al tipo propio en el año 1981, de $1,11$ a $2,03$. De hecho, 1978 y 1981 resultan ser años emblemáticos en el desarrollo del sistema financiero español. El primero porque coincide con el surgimiento de déficit públicos desconocidos hasta entonces y de los problemas derivados de su financiación; el segundo, porque se produce una importante liberalización de los tipos pasivos, regulados administrativamente hasta esa fecha, de la banca y las cajas de ahorro.

(6) Estos autores multiplican los tipos de interés por la función $W_t = [1 + \exp\{-(t - t^* + 1)\}]^{-1}$ para $t > t^*$. El parámetro t^* mide el nivel de conocimiento inicial de una innovación y λ la rapidez de aprendizaje. Los valores por ellos estimados implican que el 50 % del ajuste se produce en dos años en U.S. y en un año en U.K., retardándose tres años y medio y dos años, respectivamente, el 99 % del ajuste.

III.4. Resultados adicionales

Existen dos tipos de consideraciones adicionales que deberíamos hacer respecto de las tres ecuaciones estimadas hasta el momento —demanda de crédito de las empresas, demanda de crédito de las familias y demanda de ALP—. Una primera hace referencia a que éstas forman lo que Zellner (1962) denominó un sistema de ecuaciones aparentemente no relacionadas (SURE).

Como es sabido, para tales sistemas la aplicación de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) produce estimadores consistentes pero no eficientes, al no tomar en cuenta la posible existencia de correlaciones contemporáneas entre las perturbaciones (7). De esta forma, en la medida en que sea razonable esperar tales correlaciones, existen posibles ganancias de eficiencia derivadas de su estimación mediante mínimos cuadrados generalizados (MCG). Además, la interpretación del SURE como un sistema de ecuaciones simultáneas en el que se impone a priori la exclusión de ciertas variables explicativas en determinadas ecuaciones apoyaría una decisión en este sentido.

El segundo tipo de consideraciones se refiere a que en las estimaciones MCO se ha impuesto el parámetro de la variable de escala en los mecanismos de corrección de error de las tres ecuaciones, aunque en el proceso de búsqueda de la especificación final presentada se haya contrastado previamente. En este sentido, podría ser deseable una estimación no restringida de dichos parámetros como forma de comprobar si estos valores son significativamente diferentes cuando el sistema se estima conjuntamente.

En los cuadros III.4, III.5 y III.6 se presentan las estimaciones mediante cuatro técnicas diferentes de las ecuaciones de demanda de crédito de las empresas no financieras (cuadro III.4), de la demanda de crédito por las familias (cuadro III.5) y de la demanda de ALP (cuadro III.6). La estructura de los tres cuadros es similar.

La primera columna recoge la estimación MCO lineal. Se trata, por tanto, de una estimación uniecuacional y la única diferencia respecto a las estimaciones presentadas en las secciones III.1, III.2 y III.3 es la utilización del deflactor del PIB como variable de precios. Como ya se comentó, ello no produce novedades sustanciales.

La segunda columna recoge la estimación MCG del SURE. Es, por tanto, una estimación conjunta y, como cabía esperar, se aprecian impor-

(7) Ver, por ejemplo, Srivastava y Giles (1987).

III.4. DEMANDA DE CREDITO: EMPRESAS (1964-1988)

	OLS (Uniecuacional)	GLS (Conjunto)	NLLS (Uniecuacional)	MLNL (Conjunto)
Cte.	-0,459 (4,04)	-0,523 (6,00)	-0,59 (3,44)	-0,664 (5,28)
$(c - p)_{t-1}$	0,270 (3,32)	0,252 (3,87)	0,308 (3,44)	0,282 (5,28)
ip_t	0,219 (5,80)	0,204 (6,73)	0,231 (5,84)	0,213 (6,97)
$(c - p - ip)_{t-1}$	-0,160 (4,45)	-0,180 (6,51)	-0,154 (4,25)	-0,178 (6,58)
	1,0	1,0	1,13 (8,48)	1,11 (12,61)
$(r - r^*)_{t-1}$	-0,587 (3,12)	-0,547 (3,84)	-0,621 (3,25)	-0,567 (3,93)
r_t	-3,67 (4,39)	-3,73 (5,24)	-4,13 (4,51)	-3,79 (5,43)
	-3,67	-3,03	-4,03	-3,19
%	1,4	1,15	1,4	1,15

III.5. DEMANDA DE CREDITO: FAMILIAS (1964-1988)

	OLS (Uniecuacional)	GLS (Conjunto)	NLLS (Uniecuacional)	MLNL (Conjunto)
Cte.	-13,06 (5,02)	-12,11 (7,56)	-12,38 (4,08)	-11,38 (6,20)
p_{t-1}	-0,24 (1,18)	-0,29 (2,32)	-0,197 (0,84)	-0,27 (2,04)
co_t	1,16 (3,44)	1,19 (5,33)	1,1 (2,98)	1,13 (5,00)
$(c - p - co)_{t-1}$	-0,543 (5,07)	-0,503 (7,63)	-0,502 (3,62)	-0,457 (5,5)
	3,0	3,0	3,07 (18,1)	3,1 (25,09)
r_{t-1}	-2,4 (3,11)	-2,06 (4,00)	-2,6 (2,91)	-2,21 (3,8)
r_t	-1,35 (1,76)	-0,87 (1,82)	-1,44 (1,77)	-0,94 (1,9)
	-4,4	-4,1	-5,18	-4,84
%	2,5	2,07	2,5	2,07

III.6. ECUACION DE ALP: 1964-1988

	(1) OLS (Uniecuacional)	(2) GLS (Conjunto)	(3) NLLS (Uniecuacional)	(4) MLNL (Conjunto)
Cte.	-1,8 £2,36)	-2,64 (4,62)	-2,56 (1,97)	-3,47 (4,29)
2y_t	0,64 (4,9)	0,71 (7,31)	0,66 (4,81)	0,74 (7,54)
$(ra - rp)_t$	-0,381 (3,07)	-0,475 (4,57)	-0,47 (2,23)	-0,66 (4,23)
$(m - p - y)_{t-1}$	-0,188 (2,35)	-0,275 (3,96)	-0,223 (2,14)	-0,336 (4,6)
	1,5	1,5	1,55 (18,03)	1,58 (34,9)
	-2,03	-1,73	-2,11	-1,96
%	1,26	1,15	1,25	1,15

tantes ganancias en términos del error estándar respecto de la estimación MCO. Los errores estándar estimados son: 1,15 % para la ecuación de demanda de crédito de las empresas, 2,07 % para la ecuación de demanda de crédito de las familias y 1,15 % para la demanda de ALP, frente a 1,4 %, 2,5 % y 1,26 %, respectivamente, de las estimaciones MCO.

Estas ganancias surgen de la existencia de importantes correlaciones contemporáneas entre los términos de error asociados a cada ecuación: 17 % entre ALP y el crédito a empresas no financieras, 57 % entre ALP y el crédito a las familias y -33 % entre ambas ecuaciones de crédito. Estas correlaciones son fácilmente interpretables. Por un lado, la fuerte correlación positiva entre el crédito a familias y ALP y, al mismo tiempo, la ausencia de correlación significativa entre este último y el crédito a empresas no son sino un reflejo de que más del 70 % de las tenencias de ALP están en manos de las familias. De esta forma, el mercado de ALP recogería esencialmente el comportamiento financiero del sector familias, cuya posición financiera neta es, de forma sistemática, fuertemente acreedora, mientras que el comportamiento de las empresas, que presentan la posición inversa (8), queda plasmado principalmente en el mercado crediticio. Por otro, la correlación negativa entre las perturbaciones de ambas ecuaciones de crédito refleja la existencia de efectos «crowding-out» entre ambos segmentos del mercado.

(8) Véase la estimación del ahorro financiero neto que se realiza para estos sectores en Abad (1991).

En general, las estimaciones puntuales del SURE no se modifican de forma significativa respecto a las contenidas en la columna 1, si bien se detecta un incremento de los valores asociados a los términos de los mecanismos de corrección de error, implicando una mayor velocidad de ajuste al equilibrio a largo plazo. De especial relevancia es el incremento del t-ratio del mecanismo de corrección de error en la ecuación de ALP, que pasa de un valor de 2,35 en la estimación MCO, pudiendo indicar no coin-tegración, a 3,96 en la estimación del SURE.

La tercera columna recoge las estimaciones uniecuacionales no lineales. La única diferencia respecto a la primera columna es que se permite la estimación directa de la elasticidad a largo plazo respecto a la variable de escala de las diferentes ecuaciones de demanda (9). Los valores puntuales obtenidos: 1,13 para la elasticidad respecto de la inversión de la demanda de crédito de las empresas, 3,07 de la demanda de crédito de las familias y 1,55 la elasticidad-renta de la demanda de ALP, confirman aproximadamente los valores impuestos en la estimación MCO lineal: 1, 3 y 1,5, respectivamente.

Los errores estándar son similares a los recogidos en la primera columna para la estimación MCO, si bien se detecta pérdida de precisión en las estimaciones como consecuencia de que estimamos un parámetro adicional. No se observan, por tanto, ganancias sustanciales derivadas de la utilización de este método.

Finalmente, la cuarta columna recoge la estimación máximo-verosímil no lineal del sistema. Los errores estándar son aproximadamente iguales a los de la estimación MCG y sustancialmente inferiores a los de la estimación no lineal uniecuacional, indicando otra vez que las ganancias de eficiencia proceden fundamentalmente de la existencia de correlaciones contemporáneas entre los términos de error asociados a las ecuaciones: 22 % entre ALP y el crédito a empresas, 57 % entre ALP y el crédito a familias y -37 % entre ambos créditos.

Por último, los valores puntuales de los parámetros de las variables de escala: 1,11, 3,1 y 1,58 no difieren sustancialmente de los impuestos en las estimaciones no lineales.

(9) Aunque en los cuadros se reportan los t-ratios de , éstos no tienen distribuciones estándar.

IV

LA EFECTIVIDAD DE LOS CONTROLES DEL CREDITO

La imposición de restricciones administrativas al crecimiento del crédito bancario en España a mediados de 1989 rompió de forma transitoria con una tradición dilatada de control monetario instrumentado esencialmente a través de mecanismos de mercado. Antes de analizar este período a la luz de los resultados de las ecuaciones de demanda estimadas, conviene describir brevemente el entorno económico y monetario que dio lugar a este episodio para entender así las razones por las cuales el Banco de España recurrió a este instrumento extraordinario de control.

Al finalizar el primer semestre de 1989, todos los indicadores disponibles apuntaban que la economía española se encontraba en el punto álgido del ciclo expansivo iniciado en 1986. Sin embargo, desde 1987 se venía detectando cómo el acelerado ritmo de crecimiento de la demanda nacional chocaba, a pesar de la pervivencia de altas tasas de paro, con los límites de la capacidad productiva instalada tras largos años de atonía inversora y con desajustes estructurales entre oferta y demanda de trabajo. Esta presión terminó filtrándose hacia las importaciones, favorecida por la apertura progresiva de nuestra economía, y dio lugar a un progresivo deterioro de la balanza de pagos por cuenta corriente.

Por otro lado, este acelerado crecimiento de la demanda nacional presionaba también al alza los precios finales de la economía, provocando, desde finales de 1987, un repunte de la tasa de inflación. Finalmente, hacia mediados de 1988, a este proceso se unieron otros factores —fin de la concertación salarial, evolución menos favorable de los precios de los productos importados— que condujeron a un deterioro adicional de las expectativas sobre la evolución futura de la inflación.

Con estas premisas, a partir del verano de 1988, y en ausencia de una política fiscal suficientemente anticíclica, la política monetaria incrementó, tras el paréntesis asociado al crack bursátil de octubre de 1987,

su presión sobre los mercados financieros. En los ocho meses que siguieron a septiembre de 1988, los tipos de interés de los préstamos de regulación y de las cesiones temporales a tres meses de letras se elevaron en 3,3 y 2,6 puntos, respectivamente. Igualmente, en este período el Tesoro hubo de elevar el marginal de la subasta de letras en 3,7 puntos. Sin embargo, los elevados diferenciales de tipos de interés alcanzados chocaban de forma recurrente con la restricción exterior, induciendo, por un lado, entradas masivas de capitales extranjeros y una tendencia a la apreciación del tipo de cambio, y por otro, intervenciones del Banco de España en los mercados de divisas y un aumento continuado de las reservas centrales.

Hacia finales del primer semestre de 1989 esta política monetaria mostraba síntomas de un claro agotamiento, con desbordamientos de los objetivos programados de crecimiento de ALP y del crédito interno concedido por el sistema crediticio y los mercados monetarios a los sectores de empresas no financieras y familias. Además, el compromiso de estabilidad cambiaria que, aun dentro de la banda del 6 %, implicaba la reciente incorporación de la peseta al mecanismo de cambios del Sistema Monetario Europeo (SME) y la necesidad de proceder a medio plazo a dismantelar las barreras a la entrada de capitales, marcaban límites precisos a la sostenibilidad en el tiempo de futuras elevaciones de los tipos de interés y cuestionaba el grado de coordinación de la política fiscal y monetaria.

En este contexto, durante 1989, y especialmente en el verano de ese año, se pusieron en marcha importantes medidas de política económica, encaminadas a reconducir la economía española hacia una senda de crecimiento sostenible. Desde el punto de vista de la política fiscal: en enero se renunció a deflactar las retenciones sobre los rendimientos del trabajo; en mayo se aprobaron un conjunto de medidas tendentes a reducir el gasto público en unos 115 mm e incrementar los ingresos a cuenta del impuesto de sociedades en unos 135 mm; finalmente, en julio se elevó la fiscalidad de los productos petrolíferos y se incrementó en cinco puntos las retenciones del capital mobiliario, al tiempo que se cerraron algunas de las vías de elusión (cesiones de activos, operaciones de seguro y cuentas financieras).

En el terreno de la política monetaria, en el mes de julio se elevó el coeficiente de caja y se regularon más estrictamente las transferencias de activos privados, cerrando la posibilidad de sortear los coeficientes de caja e inversión a través de estas operaciones fuera de balance. Al tiempo, se procedió a una elevación sólo moderada de los tipos de intervención del Banco de España y se establecieron límites administrativos, instrumentados mediante una petición de colaboración a las entidades de depósito, al crecimiento del crédito interno otorgado por el sistema finan-

ciero y los mercados monetarios al sector familias y empresas no financieras. Esta última medida fue prolongada, posteriormente, al año 1990.

Los techos al crecimiento del crédito bancario constituyen un instrumento de política monetaria calificado generalmente de no convencional, pero no por ello poco frecuente. En los últimos treinta años, todos los países de la CEE (1), con la excepción de Alemania, han utilizado algún sistema de control del crecimiento del crédito, bien de forma continua, bien ocasionalmente. Fuera de la CEE, países como Austria, Suecia, Noruega, Japón, Australia o EEUU se encuentran también en esta lista.

En general, este tipo de instrumentos se ha utilizado en situaciones donde el rápido crecimiento del PIB viene acompañado por magnitudes preocupantes de inflación y déficit de la balanza de pagos, junto a problemas en la actuación convencional de la política monetaria. Estos problemas suelen venir referidos, bien a una insuficiente transmisión hacia los tipos activos practicados por la banca de las señales que la autoridad monetaria transmite a los mercados monetarios, bien a los costes, en términos de estabilidad del tipo de cambio o de financiación de déficit públicos, asociados a incrementos de los tipos de interés en una cuantía y por un tiempo suficientes para afectar a las magnitudes reales (2).

Varios son los puntos de vista acerca de los mecanismos a través de los cuales el control del crédito bancario puede afectar a la renta nominal. Cottarelli *et al.* (1986) destacan tres. Un primero hace referencia al impacto directo, incrementando las restricciones de liquidez, sobre determinados epígrafes de gasto, básicamente la inversión y el consumo privado. Un segundo punto de vista enfatizaría los efectos a través del control indirecto de la oferta monetaria. Finalmente, argumentos de sustituibilidad de los diversos instrumentos financieros tenderían a restar cualquier efectividad a los controles, de modo que, en el límite, su único papel sería el de un impuesto oculto sobre el sistema financiero, abarcando el coste de la financiación del sector público.

En el caso español, una vez levantados los controles administrativos a comienzos de 1991, resulta conveniente una evaluación de su efectividad. Sin embargo, es preciso señalar algunas de las limitaciones del análisis en el marco adoptado en este trabajo. En primer lugar, una evaluación rigurosa de la restricción crediticia precisaría un modelo econométrico global que conectara sector real y monetario de la economía. A falta del mismo, las ecuaciones estimadas en las secciones III.1, III.2 y

(1) Ver Cottarelli *et al.* (1986) y Quirós (1991).

(2) En concreto, en el caso español, se dio prioridad al primer tipo de consideraciones, de forma que los controles no eludían una subida de tipos de interés (al menos de los tipos activos practicados por bancos y cajas), sino que, por el contrario, trataban de favorecer una transmisión más rápida y eficaz.

III.3 pueden, no obstante, arrojar cierta luz al respecto. En segundo lugar, la periodicidad anual de los datos soslaya los efectos que a corto plazo hayan podido tener tales controles. Por contra, ello permite una perspectiva a medio plazo y, por tanto, menos condicionada por coyunturas concretas.

Por otro lado, hemos de notar dos características de los controles crediticios en el caso español. La primera es que éstos no discriminaron respecto al tipo de agentes demandantes de crédito, por lo que su evaluación habrá de hacerse sobre el crédito obtenido conjuntamente por empresas no financieras y familias. La segunda es que su instrumentación en términos acumulados anuales —con límites del 17 % en 1989 y del 10 % en 1990, en tasas diciembre sobre diciembre— fue compatible con crecimientos medios anuales superiores —del 19,4 % y 12,8 % para ambos años—, permitiendo a las entidades de crédito una holgura suplementaria a lo largo del año.

En el cuadro IV.1 se comparan los crecimientos observados durante los años 1989 y 1990 de diversos agregados monetarios y crediticios —crédito interno a empresas, a familias y total, y ALP— con las predicciones que para dichos años proporcionan las ecuaciones de demanda estimadas. Las sobrepredicciones asociadas deberían aportar una idea de la magnitud en que los controles administrativos desplazaron a los agentes de su curva de demanda nocional.

En un primer análisis, denotado como (1) en el cuadro IV.1, las predicciones para 1989 y 1990 se generan utilizando los valores observados en dichos años de las variables explicativas en las tres ecuaciones de demanda (3). Cuando se utiliza este criterio, las sobrepredicciones para el agregado crediticio que incluye empresas no financieras y familias se cifran en 0,6 y 3,9 puntos porcentuales para los años 1989 y 1990, respectivamente. Por agentes, en el caso de las familias no se produce ningún efecto en 1989 —de hecho la ecuación infrapredice— y en 1990 la sobrepredicción es sólo del 1,3 %; sin embargo, las empresas no financieras parecen verse afectadas de forma más inmediata e intensa: 2,6 y 4,9 puntos en ambos años. No obstante, cuando el crédito recibido por estas últimas se amplía con la financiación obtenida a través de la emisión de pagarés de empresa, los efectos reseñados se ven matizados en el año 1989 —con una sobrepredicción de 1,8 puntos— y se anulan prácticamente en 1990 —con una sobrepredicción de sólo 0,4 puntos— cuando el mercado de pagarés ha tenido suficiente tiempo para desarrollarse. Para el agregado crédito interno recibido por empresas y familias

(3) Los datos sobre consumo privado, inversión residencial e inversión productiva privada para 1989 y 1990 han sido proporcionados por A. Estrada, de la Oficina de Coyuntura y Estudios Económicos del Servicio de Estudios del Banco de España.

**IV.1. TASAS DE CRECIMIENTO DE DIVERSOS AGREGADOS MONETARIOS
Y CREDITICIOS**

CREDITO: FAMILIAS					
	1989	1990			
	(1)	(1)	(2)		
Observado	32,4	17,9	17,9		
Predicción	26,8	19,2	21,4		
Diferencia	-5,6	1,3	3,5		
CREDITO: EMPRESAS					
	1989	1990		+ PAGARES DE EMPRESA	
	(1)	(1)	(2)	1989	1990
	(1)	(1)	(2)	(1)	(2)
Observado	15,3	10,8	10,8	16,0	15,4
Predicción	17,8	15,7	19,2	17,8	15,7
Diferencia	2,6	4,9	8,4	1,8	0,4
CREDITO: EMPRESAS Y FAMILIAS					
	1989	1990		+ PAGARES DE EMPRESA	
	(1)	(1)	(2)	1989	1990
	(1)	(1)	(2)	(1)	(2)
Observado	19,4	12,8	12,8	20,0	16,1
Predicción	20,0	16,7	19,8	20,0	16,7
Diferencia	0,6	3,9	7,1	0,0	0,6
ALP					
	1989	1990		+ PAGARES DE EMPRESA	
	(1)	(1)	(2)	1989	1990
	(1)	(1)	(2)	(1)	(2)
Observado	12,9	9,3	9,3	13,3	11,9
Predicción	12,8	12,0	12,8	12,8	12,0
Diferencia	0,0	2,7	3,5	-0,5	0,0

ampliado con pagarés de empresa el efecto asociado a 1989 es nulo y en 1990 apenas de 0,6 puntos.

En el caso de ALP se produce un fenómeno similar. Mientras en 1989 no se observa ningún efecto, en 1990 se produce una desaceleración de 2,7 puntos porcentuales respecto de la demanda predicha. No obstante, cuando se considera el agregado ampliado con pagarés de empresa, el efecto resulta ser también nulo en ese año.

Las cifras anteriores apuntan un primer fenómeno bien identificado. Los controles administrativos al crecimiento del crédito bancario dieron lugar a diversos procesos de sustitución —entre crédito bancario y pagarés de empresa, por un lado, y entre éstos y algunos de los activos incluidos en ALP, por otro— que debieron mitigar sustancialmente los efectos inicialmente planeados. La cuantía de este fenómeno no es desdeñable y, en este sentido, la colocación entre el público de pagarés aportó 0,7 y 4,6 puntos porcentuales en 1989 y 1990, respectivamente, al crecimiento de la financiación obtenida por las empresas y 0,4 y 2,6 puntos a la expansión de la liquidez en dichos años.

Una hipótesis coherente con esta interpretación podría ser que los bancos fueron capaces de eludir la restricción crediticia, satisfaciendo la demanda de financiación de las empresas a través de la colocación de pagarés. Precisamente, el respaldo comercial por parte de la banca pudo propiciar que los pagarés de empresa fueran, en este período, sustitutos muy próximos en las carteras del público de algunos de los instrumentos en los que se había materializado tradicionalmente la demanda de liquidez.

Con todo, el ejercicio anterior no permite inferir conclusiones sobre la efectividad última de los controles administrativos al crecimiento del crédito en la medida en que la desaceleración observada en 1990 en las tasas de crecimiento del consumo, inversión y PIB puede estar asociada al establecimiento de dichos controles, esto es, se está suponiendo implícitamente que éstos no tuvieron efectos reales.

Para tratar de solventar este último aspecto se realiza en el cuadro IV.1 un segundo ejercicio —denotado como (2)—, en el que se toma el punto de vista extremo alternativo. En éste se supone que, aunque no se producen efectos reales en 1989 (4), la desaceleración observada en 1990 respecto al crecimiento inercial del consumo, la inversión y el PIB se debe exclusivamente al control del crédito. De este modo, las predic-

(4) De hecho, en este año se produce una aceleración, respecto a 1988, de las tasas de crecimiento de consumo, inversión y PIB.

ciones de demanda se generan a partir de los valores observados en 1989 de estas tres variables y la extrapolación para 1990, mediante modelos ARIMA, de las tasas vigentes en 1989. Para el tipo de interés del crédito se utilizan, sin embargo, los valores efectivamente realizados en ambos años, ya que la evidencia empírica disponible permite minimizar los efectos de la restricción crediticia sobre dichos tipos de interés [Sastre (1991)].

Centrándonos en el caso de los agregados ampliados con pagarés de empresa, para tratar de aislar los efectos derivados de la sustitución de instrumentos ya reseñada, el cuadro IV.1 recoge una sobrepredicción en 1990 de 3,8 puntos para la financiación obtenida conjuntamente por empresas y familias y de 0,8 puntos para ALP. Por agentes, el efecto se cifraría en 3,5 puntos en el caso de familias y 3,9 puntos en el de las empresas no financieras. Sin embargo, la interpretación unívoca de estas cifras tampoco es posible, y en la medida en que parte de la desaceleración observada en 1990 en el consumo, la inversión y el PIB, respecto de sus crecimientos inerciales, no esté causada por el establecimiento de controles estaremos sobrevalorando la efectividad de éstos.

Los dos ejercicios anteriores marcan las cotas inferior y superior a los efectos posibles del control del crédito. Estos, circunscritos a 1990, se cifran entre 0,6 y 3,8 puntos de desaceleración en la tasa de crecimiento del crédito interno otorgado por el sistema financiero y los mercados monetarios a los sectores de familias y empresas no financieras cuando éste se amplía con pagarés de empresa. Intentar discernir entre ambos escenarios extremos resulta harto difícil, si no una tarea valdía, sin la existencia de estudios empíricos sobre los que se pueda fundamentar un consenso sobre la existencia o no de efectos reales de la restricción crediticia y la cuantificación de los mismos. En concreto, la dificultad se centra en evaluar la aportación diferencial a la desaceleración de las tasas de crecimiento de algunas magnitudes reales de, por un lado, las políticas monetarias rigurosas instrumentadas desde el otoño de 1988 y el agotamiento —tanto a nivel nacional como internacional— de una fase expansiva inusualmente larga del ciclo económico y, por otro, de las medidas específicas de establecimiento de límites administrativos al crecimiento del crédito bancario de mediados de 1989.

Finalmente, una última cuestión de interés en el contexto de los dilemas de política económica con que se enfrentaba la autoridad monetaria hacia mediados de 1989 puede ser la evaluación de la cuantía en que deberían haberse elevado los tipos de interés activos de banca y cajas para acabar el año 1990 en una tasa de crecimiento del crédito interno cercana a los objetivos planeados. Las simulaciones realizadas a este respecto con los modelos estimados señalan la necesidad de incremen-

tos próximos a cuatro puntos porcentuales para provocar, en un año, una desaceleración de la tasa de crecimiento del crédito interno al sector privado no financiero desde el 19,42 % observado en 1989 hasta niveles del 12,8 %.

Este incremento no hubiese inducido los procesos de sustitución referidos y, en presencia de controles como los existentes en dichos años, tampoco hubiera dado lugar a una apelación masiva a la toma de financiación en el exterior. Sin embargo, sí puede resultar cuestionable su sostenibilidad en relación a los compromisos que sobre la estabilidad del tipo de cambio implicaba la reciente inclusión de la peseta en el mecanismo de cambios del SME.

V

CONCLUSIONES

Este trabajo comenzó señalando la existencia de un cierto consenso en la idea de que los modelos macroeconómicos tradicionales han tendido a simplificar en exceso el papel del crédito bancario en el mecanismo de transmisión de la política monetaria. A partir de este reconocimiento, en el capítulo primero se hace un repaso, necesariamente no exhaustivo, de la literatura que, especialmente en la década de los ochenta, ha tratado de analizar en qué medida las conclusiones derivadas de paradigmas estándar se ven modificadas cuando se incorpora un mercado de crédito bancario y, en general, cuando se tiene en cuenta la estructura de los mercados financieros.

Algunos autores, partiendo de la constatación de que los canales de transmisión tradicionales son insuficientes para explicar la fuerte correlación existente entre dinero y producto, han enfatizado el papel de la disponibilidad de crédito como el principal mecanismo a través del cual la política monetaria afecta a los niveles de inversión, consumo y producto de la economía. Para éstos, los problemas de información asimétrica inherentes al mercado de crédito hacen que el equilibrio en dicho mercado venga caracterizado por el racionamiento de la demanda.

Para otros, sin embargo, la existencia de racionamiento, ni es conceptualmente necesaria para caracterizar el equilibrio, ni es condición para que el crédito desempeñe un papel relevante en el proceso de transmisión de la política monetaria. Desde este punto de vista, las conclusiones suelen basarse, bien en que crédito y resto de instrumentos de deuda no son sustitutos perfectos, bien en la endogeneidad de la oferta monetaria y el papel de la demanda de crédito en su generación.

En el capítulo segundo se conectan los modelos de equilibrio con racionamiento y los denominados modelos econométricos de desequilibrio.

La principal conclusión es que el modelo básico presenta limitaciones que hacen problemática su identificación cuando no existe información a priori y que las soluciones planteadas en la literatura tampoco resultan satisfactorias. A partir de ello, en el resto del trabajo se adopta una aproximación basada en que los contrastes habituales de estabilidad estructural proporcionan un test indirecto de la existencia de desequilibrio o de racionamiento.

También se hace, en el capítulo segundo, una breve revisión de los resultados obtenidos en algunos trabajos recientes que han intentado identificar la existencia de restricciones de liquidez como la fuente de incumplimiento de las previsiones derivadas de las teorías de la renta permanente o de las reformulaciones de la función de inversión neoclásica. La evidencia recogida en estos trabajos se ha calificado de no concluyente.

En el capítulo tercero se estiman funciones de demanda de crédito para el sector de empresas no financieras y para las familias, así como una función de demanda de ALP. Las estimaciones realizadas pueden dividirse en uniecuacionales y conjuntas; además, para cada una de éstas, se utilizaron procedimientos lineales y no lineales. La conclusión de este ejercicio es que las estimaciones no lineales no diferían sustancialmente de las lineales, salvo por la pérdida de precisión asociada a la estimación de parámetros adicionales. Sin embargo, la estimación conjunta permite ganancias en términos de reducción de los errores estándar; éstas proceden de la existencia de importantes correlaciones contemporáneas entre los términos de error asociados a cada ecuación.

Las especificaciones adoptadas para las tres ecuaciones son muy similares; el correspondiente agregado crediticio o monetario depende de: el nivel de precios, una variable de escala —inversión, consumo o PIB—, tipos de interés propio y alternativo, la tasa de inflación y la tasa de crecimiento de la variable de escala. Los datos utilizados son anuales y el período de estimación cubre los años comprendidos entre 1964 y 1968. Las tres ecuaciones se formulan en niveles, no rechazándose la hipótesis de cointegración.

El cuadro V.1 resume las soluciones a largo plazo obtenidas de las estimaciones MCO. Para todas las variables, salvo los tipos de interés, las cifras del cuadro V.1 representan elasticidades. Para los tipos de interés son semielasticidades, presentándose entre paréntesis su traducción en elasticidades evaluadas al final de la muestra.

En todos los casos se aceptó la ausencia de ilusión monetaria, de modo que los distintos agentes demandan, a largo plazo, saldos reales. A corto plazo, sin embargo, las dinámicas difieren, y sólo en el caso del

V.1. ELASTICIDAD A LARGO PLAZO

	<i>Precios</i>	<i>Variación escala</i>	<i>Inflación</i>	<i>Tasa crecimiento</i>	<i>Tipo propio</i>	<i>Tipo alternativo</i>
c ^e	1	1	–	–2,52	–3,25 (–0,41)	3,25 (0,17)
c ^f	1	3	–2,06	–3,06	–3,9 (–0,65)	–
ALP	1	1,5	–	–	2,03 (0,12)	–2,03 (–0,19)

crédito a empresas, el intervalo anual manejado es suficiente para que el ajuste de la demanda a las variaciones de los precios sea inmediato.

Para las demandas de crédito de ambos sectores, las elasticidades respecto de las variables de escala son distintas. Mientras en el caso de las empresas, la demanda reproduce el ciclo económico, para las familias, la elevada elasticidad respecto del consumo implica una amplificación del mismo. Para ALP, la elasticidad renta superior a la unidad retoma una larga tradición de resultados —generalmente interpretados en términos de la omisión de la variable riqueza— en la estimación de funciones de demanda de agregados amplios de liquidez para la economía española.

En la estimación de las tres ecuaciones se detectaron y modelizaron determinadas inestabilidades en los parámetros que, tanto a corto como a largo plazo, miden la sensibilidad de las diversas demandas a los tipos de interés. En el caso de las ecuaciones de crédito, se hizo una interpretación en términos de errores de medición, antes de 1981, del verdadero coste de los créditos debido a la posible existencia de mecanismos que permitieron a bancos y cajas eludir los controles administrativos en los tipos de interés a más corto plazo. En el caso de ALP, sin embargo, la interpretación fue en términos de innovación y desregulación financiera. Corregidos estos efectos, las estimaciones recursivas y los contrastes de estabilidad estructural resultaron satisfactorios en los tres casos.

En el capítulo cuarto se utilizan las ecuaciones estimadas para analizar la efectividad de las medidas de control administrativo del crecimiento del crédito adoptadas desde el segundo semestre de 1989 hasta finales de 1990. La forma de realizar este ejercicio consistió en comparar los crecimientos observados durante los años 1989 y 1990 de ambos agregados crediticios y de ALP con las predicciones que, para dichos años, proporcionan las ecuaciones estimadas.

A falta de un modelo econométrico global que permita ligar los sectores real y monetario, el análisis se realiza utilizando dos procedimientos distintos. En un primero se supone que los efectos reales son nulos, generándose las predicciones de demanda a partir de los valores observados en 1989 y 1990 de las variables explicativas en las tres ecuaciones. El supuesto que incorpora el segundo ejercicio es que la desaceleración observada en 1990 en el consumo, la inversión y el PIB respecto a los crecimientos inerciales que extrapolan sus modelos ARIMA se debe exclusivamente a los efectos del control del crédito.

Un primer resultado del ejercicio anterior es la identificación del surgimiento, a raíz de los controles, de diversos procesos de sustitución —entre crédito bancario y pagarés de empresa, por un lado, y entre éstos y algunos de los activos incluidos en ALP, por otro— que debieron mitigar sustancialmente los efectos inicialmente planeados. El segundo resultado acota los efectos posibles de la restricción crediticia. Estos se circunscriben al año 1990 y se cifran entre 0,6 y 3,8 puntos de desaceleración en la tasa de crecimiento del crédito interno otorgado por el sistema financiero y los mercados monetarios a los sectores de familias y empresas no financieras cuando éste se amplía con pagarés de empresa.

Finalmente, mediante ejercicios de simulación, se evaluó próxima a cuatro puntos porcentuales la cuantía en que debieran haberse elevado en 1989 los tipos activos de banca y cajas para acabar el año 1990 en una tasa de crecimiento del crédito interno próxima a los objetivos planeados. Aunque este incremento no hubiese inducido procesos de sustitución con pagarés de empresa ni, en presencia de controles como los existentes en dichos años, hubiese dado lugar a una toma de financiación masiva en el exterior, sí cabe cuestionarse su sostenibilidad en relación a los compromisos que sobre la estabilidad del tipo de cambio implicaba la reciente inclusión de la peseta en el mecanismo de cambios del SME.

APENDICE

A.1. VARIABLES UTILIZADAS

<i>Variable</i>	<i>Definición</i>	<i>Fuente</i>
c^f	Crédito interno concedido al sector empresas no financieras.	Banco de España y elaboración propia.
c^e	Crédito interno concedido al sector familias.	Banco de España y elaboración propia.
pc	Índice de precios al consumo.	INE.
p	Deflactor del PIB.	Corrales y Taguas (1989).
y	PIB a precios constantes.	Corrales y Taguas (1989).
ip	Formación bruta de capital fijo –inversión AAPP– inversión en inmuebles residenciales.	Corrales y Taguas (1989).
co	Consumo privado nacional + inversión residencial.	Corrales y Taguas (1989).
r^c	Tipo de interés medio ponderado según plazos en origen de los créditos concedidos por banca y cajas.	Cuenca (1991).
r^*	Tipo de interés medio ponderado en el euromercado de las siete monedas en las que está cifrado el 90 % de la deuda exterior.	Banco de España.
r^p	Tipo medio ponderado de los activos incluidos en ALP.	Cuenca (1991).
r^a	Tipo medio ponderado de la deuda pública a medio y largo plazo.	Cuenca (1991).
I66	Variable impulso que toma el valor 1 en 1966 y 0 en el resto.	
I68	Variable impulso que toma el valor 1 en 1968 y 0 en el resto.	
I84	Variable impulso que toma el valor 1 en 1984 y 0 en el resto.	
S78	Variable escalón en 1978.	
S81	Variable escalón en 1981.	

A.2. CONTRASTES DE RAICES UNITARIAS: 1964-1990 (a) (b)

	Dickey-Fuller	Dickey-Said	Phillips-Perron		Hall
			$I = 2$	$I = 4$	
c^e	-1,90	-1,89	-1,80	-1,58	-1,85
c^f	-3,34*	-1,98	-2,72	-2,48	-3,34*
m	-0,86	-0,09	-0,71	-0,51	-0,93
$c^e - p$	-1,71	-2,58	-1,64	-1,38	-1,84
$c^f - p$	-2,20	-1,87	-1,89	-1,73	-2,17
m - p	-1,86	-1,79	-1,68	-1,73	-1,82
p	-1,96	-2,47	-2,00	-2,07	-1,98
ip	-3,52*	-1,38	-3,02*	-2,94	-3,38*
co	-1,99	-1,63	-1,76	-1,64	-1,97
y	-2,27	-1,37	-1,76	-1,67	-2,32
r^c	-0,52	-0,86	-0,60	-0,57	-0,64
r^*	-2,63	-2,57	-2,54	-2,22	-2,30
r^p	-0,79	-1,25	-0,91	-0,93	-0,77
r^a	-1,26	-1,52	-1,37	-1,38	-1,10
$c^e - p - ip$	-3,78**	-1,93	-3,27**	-3,13**	-3,09**
$c^f - p - 3co$	-3,87**	-2,00*	-3,40**	-3,39**	-2,65**
m - p - 1,5y	-3,88**	-3,00**	-3,61**	-3,58**	-2,79**

(a) Para todas las variables, salvo los tipos de interés, se contrasta la hipótesis nula de que son $I(2)$ –integrada de orden dos– frente a la alternativa $I(1)$. Para los tipos de interés se contrasta la hipótesis nula de una raíz unitaria frente a la alternativa estacionaria. Junto al valor de cada test se indica con * los rechazos de la nula al 5% y con ** los rechazos al 1%.

(b) Descripciones precisas de los contrastes realizados se pueden encontrar en Vega (1991).

BIBLIOGRAFIA

- ABAD, P. (1991): «Cuentas Financieras de las Empresas no Financieras y de las familias: 1982-1990», *Boletín Económico*, Banco de España, septiembre, páginas 13-31.
- AMEMIYA, T. (1974): «A Note on a Fair and Jafee Model», *Econometrica*, 42, págs. 759-762.
- ARESTIS, P., y EICHNER, A. S. (1988): «The Post-Keynesian and Institutional Theory of Money and Credit», *Journal of Economic Issues*, vol. XXII, núm 4, págs. 1003-1021.
- ARGANDOÑA, A. (1975): «La demanda de dinero en España:1901-1970», *Cuadernos de Economía*, vol. III, núm. 6, enero-abril 1975, págs. 3-50.
- ARIZTEGUI, J., y ROJO, L. (1984): «Financial Innovation and Monetary Policy in Spain», *Financial Innovation and Monetary Policy*, BIS.
- BABA, Y.; HENDRY, D. F., y STARR, R. M. (1985): «A Stable U.S. Money Demand Function, 1960-1984», *Discussion Papers in Economics*, núm. 27. Nuffield Collegue.
- BERNANKE, B., y BLINDER, A. (1988): «Credit, Money and Aggregate Demand», *AEA Papers and Proceedings*, 78, núm 2, págs. 435-439.
- BLINDER, A. (1987): «Credit Rationing and Effective Supply Failures», *The Economic Journal*, junio, págs. 327-352.
- BLINDER, A., y STIGLITZ, J. (1983): «Money, Credit and Economic Activity», *American Economic Review*, mayo.
- BOWDEN, R. J. (1978): «Specification, Estimation and Inference for Models of Market in Disequilibrium», *International Economic Review*, 19, octubre, páginas 711-726.
- BRUNNER, K., y MELTZER, A. (1988): «Money and Credit in the Transmission Process», *AEA Papers and Proceedings*, vol. 78, núm. 2.
- (1989): *Money and the Economy: Issues in Monetary Analysis*, Cambridge University Press.
- (1991): «Money Supply», *Handbook of Monetary Economics*.

- CAMPBELL, J., y MANKIW, N. (1989): «Consumption, Income and Interest Rates: Reinterpreting The Time Series Evidence», *Blanchard, O. y Fischer, S.* (eds.), NBER Macroeconomics Annual. MIT Press.
- (1991): «The Response of Consumption to Income: A Cross Country Investigation», *European Economic Review*, vol. 35, núm. 4, mayo, págs. 723-767.
- CORRALES, A., y TAGUAS, D. (1989): *Series macroeconómicas para el período 1954-88: un intento de homogeneización*, Ministerio de Economía y Hacienda.
- CUENCA, J. A. (1991): *La construcción de variables financieras para el análisis del sector monetario de la economía española*, mimeo, Servicio de Estudios, Banco de España.
- DEATON, A. (1987): «Lyfe-Cycle Models of Consumption: Is The Evidence Consistent with The Theory», en T. Bewley (ed.), *Advances in Econometrics*, V World Congress, vol. 2, MIT Press.
- DE MEZA, D., y WEBB, D. C. (1987): «Too Much Investment: A Problem of Asymmetric Information», *Quarterly Journal of Economics*, 102, págs. 281-292.
- DOLADO, J. (1982): *Procedimientos de búsqueda de especificación dinámica: el caso de la demanda de M3 en España*, Estudios Económicos, 27, Banco de España, Servicio de Estudios.
- (1988): «Innovación financiera, inflación y la estabilidad de la demanda de ALP en España», *Boletín Económico*, Banco de España, abril, págs. 19-35.
- DOLADO, J., y ESCRIVA, J. L. (1991): «La demanda de dinero en España: definiciones amplias de liquidez», Documento de Trabajo 9107, Banco de España.
- FAIR, R. C., y JAFFEE, D. M. (1972): «Methods of Estimation for Markets in Disequilibrium», *Econometrica*, 40, págs. 497-514.
- FAIR, R. C., y KELEJIAN, H. H. (1974): «Methods of Estimation for Markets in Disequilibrium: a Further Study», *Econometrica*, 42, págs. 177-190.
- FAZZARI, S.; HUBBARD, R., y PETERSEN, B. (1988): «Financing Constraints and Corporate Investment», *Brooking Papers on Economic Activity*, vol. 1, págs. 141-195.
- FLAVIN, M. (1981): «The Adjusment of Consumption to Changing Expectations About Future Income», *Journal of Political Economy*, octubre, págs. 974-1009.
- GALI, J. (1991): «International Evidence on Consumption Variability». Artículo presentado en II International Macroeconomic Programme Meeting. CEPR.
- HALL, R. (1978): «Stochastic Implications of The Life-Cycle-Permanent-Income Hypothesis: Theory and Evidence», *Journal of Political Economy*, diciembre, págs. 971-987.
- HENDRY, D. F., y ERICSSON, N. (1990): «Modelling the Demand for Narrow Money in U.K and U.S.», *International Finance Discussion Paper*, núm. 383, Board of Governors of the Federal Reserve System.
- HENDRY, D. F., y MIZON, G. (1978): «Serial Correlation as a Convenient Simplification, Not a Nuisance», *Economic Journal*.
- HERNANDO, I., y VALLES, J. (1991): «Inversión y restricciones financieras: evidencia en las empresas manufactureras españolas», Documento de Trabajo núm. 9113, Servicio de Estudios, Banco de España.

- HILLIER, B., e IBRAHIMO, M. V. (1991): «A Partial Equilibrium Model of the Credit Market with Asymmetric Information about Projects Means and Variances». Presentado en II International Macroeconomics Programme Meeting. CEPR.
- HWANG, H. S. (1980): «A Test of a Disequilibrium Model», *Journal of Econometrics*, 12, págs. 319-333.
- ITO, T., y UEDA, K. (1981): «Tests of the Equilibrium Hypothesis in Disequilibrium Econometrics: An International Comparison of Credit Rationing», *International Economic Review*, 22, págs. 691-708.
- JAFFEE, D. (1972): *Credit Rationing and the Commercial Loan Market*, New York, John Wiley.
- JAFFEE, D., y MODIGLIANI, F. (1969): «A Theory and Test of Credit Rationing», *AER*, diciembre.
- JAFFEE, D., y RUSSELL, T. (1976): «Imperfect Information and Credit Rationing», *Quarterly Journal of Economics*, noviembre, págs. 651-666.
- JENKINS, P., y WALSH C. E. (1987): «Real Interest Rates, Credits Markets and Economic Stabilization», *Journal of Macroeconomics*, vol. 9, núm. 1, páginas 95-108.
- KUGLER, P. (1987): «Credit Rationing and the Adjustment of the Loan Rate: An Empirical Investigation», *Journal of Macroeconomics*, otoño, págs. 505-525.
- LAFFONT, J. J., y GARCIA, R. (1977): «Disequilibrium Econometrics for Business Loans», *Econometrica*, 45, págs. 1187-1204.
- LEE, L. F., y PORTER, R. H. (1984): «Switching Regression Models with Imperfect Sample Separation Information with an Application on Cartel Stability», *Econometrica*, 52, págs. 391-418.
- MADDALA, G. S. (1983): *Limited Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, Cambridge, MA Cambridge University Press.
- MADDALA, G. S., y NELSON, F. D. (1974): «Maximum Likelihood Methods for Models of Markets in Disequilibrium», *Econometrica*, 42, págs. 1013-1030.
- MELITZ, J., y PARDUE, M. (1973): «The Demand and Supply of Commercial-Bank Loans», *Journal of Money, Credit and Banking*, 5, págs. 669-692.
- MODIGLIANI, F., y PAPADEMOS, L. (1980): «The Structure of Financial Markets and the Monetary Mechanism», en *Controlling Monetary Aggregates*, vol. III, Boston, Federal Reserve Bank of Boston, págs. 111-155.
- (1983): «Inflation, Financial and Fiscal Structure and the Monetary Mechanism», *European Economic Review*, 21, págs. 203-250.
- (1987): «Money, Credit and The Monetary Mechanism», en M. de Cecco y J. P. Fitoussi (eds.), *Monetary Theory and Economic Institutions*, London, Macmillan, págs. 121-160.
- (1991): «The Supply of Money and the Control of Nominal Income», *Handbook of Monetary Economics*.
- MOORE, B. J. (1988): *Horizontalists and Verticalists: The Macroeconomics of Credit Money*, Cambridge University Press.

- NIGGLE, C. J. (1991): «The Endogenous Money Supply Theory: An Institutional Appraisal», *Journal of Economic Issues*, vol. XXV, núm. 1, págs. 137-151.
- ORTEGA, R. (1975): «Funciones de crédito y racionamiento», Documento Interno, ES/1975/4, Servicio de Estudios, Banco de España.
- PEREZ, J., y ROJO, L. (1977): *La política monetaria en España: objetivos e instrumentos*, Estudios Económicos, 10, Servicio de Estudios, Banco de España.
- QUIROS, G. (1991): «Límites administrativos al crédito bancario: experiencia internacional y efectos sobre el gasto y los tipos de interés», *Información Comercial Española*, noviembre.
- QUANDT, R. E. (1982): «Econometric Disequilibrium Models», *Econometric Reviews*, 1, págs. 1-63.
- SASTRE, T. (1991): «Relaciones a largo plazo entre tipos activos y pasivos de los bancos y cajas de ahorro», Documento Interno EC/1991/16, Banco de España, Servicio de Estudios.
- STIGLITZ, J., y WEISS, A. (1981): «Credit Rationing in Markets with Imperfect Information», *The American Economic Review*, vol. 71, núm. 3, págs. 393-410.
- SEALY, G. W., Jr. (1979): «Credit Rationing in the Commercial Loan Market: Estimates of a Structural Model Under Conditions of Disequilibrium», *Journal of Finance*, 34, págs. 689-702.
- SMITH, B. (1983): «Limited Information, Credit Rationing and Optimal Government Lending Policy», *American Economic Review*, junio, págs. 305-318.
- SRIVASTAVA, K., y GILES, D. A. (1987): *Seemingly Unrelated Regression Equations Models*. Statistics: Textbooks and Monographs, vol. 80. Department of Statistics. Southern Methodist University, Dallas, Texas.
- SRIVASTAVA, V., y RAO, B. (1990): «The Econometrics of Disequilibrium Models», *Contributions in Economics and Economic History*, núm. 111. Greenwood Press.
- VEGA, J. L. (1989): «Las variables de crédito en el mecanismo de transmisión de la política monetaria: el caso español», Documento de Trabajo 8902, Centro de Estudios Monetarios y Financieros, Banco de España.
- (1991): «Tests de raíces unitarias: aplicación a series de la economía española y al análisis de la velocidad de circulación del dinero: 1964-1990», Documento de Trabajo núm. 9117, Banco de España.
- WAKEMAN-LINN, J. (1987): «Monetary Policy and Endogenous Credit Rationing», Williams College Research Paper, núm. 121.
- (1987): «Alternative Notions of Credit Market Equilibrium: Their Significance for Monetary Policy», Williams College Research Paper, núm. 119.